

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

JOSÉ PAULO MIKETEN MALTACA

CANAL DE RISCO BANCÁRIO: UM ESTUDO EMPÍRICO SOBRE SUA  
EXISTÊNCIA E SUA HETEROGENEIDADE ENTRE AS INSTITUIÇÕES  
FINANCEIRAS NO BRASIL (2003-2014)

CURITIBA

2017

JOSÉ PAULO MIKETEN MALTACA

CANAL DE RISCO BANCÁRIO: UM ESTUDO EMPÍRICO SOBRE SUA  
EXISTÊNCIA E SUA HETEROGENEIDADE ENTRE AS INSTITUIÇÕES  
FINANCEIRAS NO BRASIL (2003-2014)

Dissertação apresentada como requisito parcial à  
obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento  
Econômico, no Curso de Pós-Graduação em  
Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências  
Sociais Aplicadas, da Universidade Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado

CURITIBA

2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ. SISTEMA DE BIBLIOTECAS.  
CATALOGAÇÃO NA FONTE

Maltaca, José Paulo Miketen

Canal de risco bancário: um estudo empírico sobre sua existência e sua heterogeneidade entre as instituições financeiras no Brasil (2003-2014) / José Paulo Miketen Maltaca. - 2017.

90 f.

Orientador: Marcelo Luiz Curado.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico.

Defesa: Curitiba, 2017.

1. Bancos - Administração de risco - 2003-2014. 2. Política monetária – Brasil - 2003-2014. 3. Instituições financeiras. 4 Taxas de juro. I. Curado, Marcelo Luiz, 1972- II. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico. III. Título.

CDD 332.112


### TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Dissertação de Mestrado de **JOSÉ PAULO MIKETEN MALTACA**, intitulada: "**Canal de Risco Bancário: um estudo empírico sobre sua existência heterogeneidade entre as instituições financeiras no Brasil (2003-2014)**" ", após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua APROVAÇÃO.

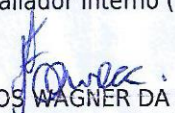
Curitiba, 29 de Março de 2017.



MARCELO LUIZ CURADO  
Presidente da Banca Examinadora (UFPR)



FERNANDO MOTTA CORREIA  
Avaliador Interno (UFPR)



MARCOS WAGNER DA FONSECA  
Avaliador Externo (UFPR)

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente a Deus, por me conceder todos os dias alegria e forças renovadas para viver.

Agradeço à minha família pelo suporte que me ofereceu durante o a pós-graduação e por me incentivar nos momentos mais difíceis. Em todos os momentos, vocês foram vitais para o meu sucesso e contribuíram para que eu me tornasse um ser humano melhor.

Agradeço ao professor orientador Marcelo Luiz Curado, quem me forneceu as bases sobre as quais pude desenvolver minha pesquisa, bem como sugestões construtivas que contribuíram para o desenvolvimento deste trabalho.

Agradeço à CAPES, a qual subsidiou a minha pesquisa durante a pós-graduação. Tenho a agradecer também a todos os professores e técnicos da Universidade Federal do Paraná com quem tive contato, os quais me auxiliaram durante todo o curso e se tornaram peças fundamentais para meu desenvolvimento pessoal e intelectual.

## RESUMO

Este trabalho verifica se a política monetária possuiu um papel relevante na transmissão de risco ao sistema financeiro no Brasil entre 2003 e 2014, bem como a maneira pela qual a natureza da instituição financeira pode influenciar a sua propensão em assumir riscos – o canal de risco bancário. Dois exercícios econométricos foram utilizados para avaliar condições macroeconômicas e microeconômicas do canal de transmissão. O primeiro exercício apontou que uma política monetária contracionista em relação à taxa de juros reduz os riscos do sistema financeiro, enquanto reservas compulsórias surtiram o efeito oposto. O segundo exercício apontou relevância das reservas compulsórias como instrumento transmissor do risco bancário, mostrou que as instituições financeiras públicas tomaram mais riscos em comparação às instituições privadas e que os bancos estrangeiros não alteraram seu nível de provisões quando houve alteração na política monetária. As empresas financeiras tomaram mais riscos no curto prazo quando houve reduções na taxa de juros, e fizeram o oposto quando houve alteração nos depósitos compulsórios. Em um horizonte temporal mais longo, os bancos tomaram mais riscos quando de uma política monetária expansionista por meio da taxa de juros Selic e menos riscos quando por intermédio das reservas obrigatórias.

**Palavras-chave** Canal de Risco Bancário. Política Monetária. Sistema Bancário

## **ABSTRACT**

This thesis verifies if the monetary policy had a relevant role in the transmission of risks to the financial system in Brazil between 2003 and 2014, as well as the way through which the nature of the financial institution may influence its propensity to take risks – the risk-taking channel. Two econometric exercises were utilized to verify the macroeconomic and microeconomic conditions of the transmission channel. The first exercise pointed that a tightening of the monetary policy regarding the interest rate reduced the risks of the financial system, while the reserve requirements had the opposite effect. The second exercise showed the relevance of the reserve requirements as an instrument which transmits the banking risks, also pointed that public financial institutions took more risks in comparison to private banks and that foreign banks did not alter their level of provisions when there was a change in the monetary policy. The financial companies took more risks in the short term when there were reductions in the interest rate, and did the opposite when there were alterations on the reserve requirements. In the long term, banks took more risks when there was an expansionary monetary policy through the channel of the interest rate Selic and less risks when through the obligatory reserves.

**Key-words:** Risk-taking Channel. Monetary Policy. Banking System.

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL CAR EM NÍVEL.....	42
FIGURA 2 – VARIÁVEL CAR APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT .....	43
FIGURA 3 - TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL CAR .....	44
FIGURA 4 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PROV EM NÍVEL .....	45
FIGURA 5 – VARIÁVEL PROV APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT .....	46
FIGURA 6 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL PROV .....	46
FIGURA 7 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL SELIC EM NÍVEL .....	48
FIGURA 8 – VARIÁVEL SELIC APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT .....	49
FIGURA 9 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL SELIC.....	49
FIGURA 10 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL RR EM NÍVEL .....	51
FIGURA 11 – VARIÁVEL RR APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT .....	51
FIGURA 12 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL RR .....	52
FIGURA 13 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PIBGAP EM NÍVEL.....	53
FIGURA 14 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL PIBGAP.....	54
FIGURA 15 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO EM SELIC EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO .....	55
FIGURA 16 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO EM RR EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO .....	57
FIGURA 17 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO EM PIBGAP EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO .....	59
FIGURA 18 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO EM RR EM RELAÇÃO AO PRODUTO.....	60
FIGURA 19 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO EM PROV EM RELAÇÃO A CAR.....	61



## LISTA DE QUADROS

QUADRO 1 – SÍNTESE DOS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA APRESENTADOS NO SIMPÓSIO <i>MONETARY TRANSMISSION MECHANISMS</i> (1995).....	18
QUADRO 2 – SÍNTESE DOS TRABALHOS REALIZADOS SOBRE O CANAL DE RISCO BANCÁRIO NO BRASIL .....	27
QUADRO 3 – SÍNTESE DOS TRABALHOS REALIZADOS SOBRE O CANAL DE RISCO BANCÁRIO COM DADOS MACROECONÔMICOS .....	33
QUADRO 4 – VARIÁVEIS PRESENTES NO ESTUDO EM PAINEL.....	67

## LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES DE TEMPO .....	38
TABELA 2 – TESTES DE RAIZ UNITARIA .....	41
TABELA 3 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL CAR .....	62
TABELA 4 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL PROV .....	63
TABELA 5 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS MICROECONÔMICAS .....	69
TABELA 6 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – TOTAL DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS .....	72
TABELA 7 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – TOTAL DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS PRIVADAS .....	74
TABELA 8 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – TOTAL DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS PÚBLICAS E ESTRANGEIRAS .....	75

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	- Banco Central do Brasil
CAR	- <i>Capital Adequacy Ratio</i>
DP	- Desvio Padrão
FAVAR	- <i>Factor Augmented Vector Autorregression</i>
GMM	- <i>Generalized Method of Moments</i>
OLS	- <i>Ordinary Least Squares</i>
SELIC	- Sistema Especial de Liquidação e Custódia
SVAR	- <i>Structural Vector Autorregression</i>
VAR	- <i>Vector Autorregression</i>

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>9</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....</b>	<b>13</b>
2.1	CANAL DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA .....	13
2.2	REVISÃO DA LITERATURA NACIONAL .....	20
2.3	REVISÃO DA LITERATURA INTERNACIONAL.....	28
<b>3</b>	<b>ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS.....</b>	<b>35</b>
3.1	DADOS E HIPÓTESES .....	35
3.2	METODOLOGIA .....	39
3.2.1	Capital adequacy ratio (CAR) .....	41
3.2.2	Provisões (PROV) .....	44
3.2.3	Taxa Básica de Juros (SELIC) .....	47
3.2.4	Depósitos Compulsórias (RR) .....	50
3.2.4	GAP do Produto (PIBGAP) .....	52
3.3	RESULTADOS .....	54
<b>4</b>	<b>ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL .....</b>	<b>66</b>
4.1	DADOS E HIPÓTESES .....	66
4.2	METODOLOGIA .....	69
4.3	RESULTADOS .....	71
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>77</b>
	<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>79</b>
	<b>ANEXO A – FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOTA COMPARADAS POR</b>	
	<b>MAGNITUDE DO IMPACTO DO IMPULSO .....</b>	<b>84</b>
	<b>ANEXO B – LISTA DE BANCOS E SUA NATUREZA.....</b>	<b>86</b>

## 1 INTRODUÇÃO

A análise de como as instituições financeiras percebem os riscos e alteram seus portfólios frente a alterações macroeconômicas é um tema de grande importância dentro de economias que têm seus níveis de renda atrelados a alterações na política monetária. A disposição para tomar riscos envolve um problema que, ao escalar do escopo microeconômico para o macroeconômico, põe em xeque todo o sistema econômico e financeiro, como se pôde observar na Crise de 2008. Logo, os riscos sistêmicos denotam uma importante fonte de desequilíbrios macroeconômicos e diferentes políticas neste âmbito podem alterar a maneira como as instituições financeiras percebem os riscos. Tais políticas podem tanto agravar quanto suavizar os riscos sistêmicos – o que sugere uma maior preocupação com medidas macroeconômicas de mitigação de riscos em oposição a microeconômicas, tal como sugere a transição dos acordos de Basileia II a Basileia III (BIS, 2010).

Este trabalho trata especificamente da política monetária, dado o maior grau de interconectividade entre a mesma e a atividade bancária. Em especial, políticas monetárias expansionistas tendem a ampliar a natureza pró-cíclica da atividade das instituições financeiras, gerando aumentos no volume de recursos transacionados e expandindo o crédito a tomadores que anteriormente não poderiam obter empréstimos. Claramente, isso tem um reflexo imediato nos riscos de inadimplência, o que pode levar a um colapso sistêmico.

De forma análoga, o “colchão de capital” que foi proposto pelo Índice de Basileia também pode cumprir este papel de mensurar o risco a que a instituição financeira se submete: aumentos em seu valor tendem a melhorar a posição de uma instituição financeira em relação a como o mercado a enxerga, o que aumenta a sua margem para assumir riscos.

Tal canal de transmissão da política monetária foi preconizado por Borio e Zhu (2008) e recebeu a denominação de Canal de Tomada de Risco Bancário.

O presente investiga se houve um canal de risco bancário no Brasil entre 2003 e 2014 e se houve diferenças entre instituições financeiras no que

concerne à tomada de risco, ou seja, se há heterogeneidade das instituições financeiras na tomada de risco para o mesmo período. Tal análise possui aplicação prática imediata, pois ilustra como ações da autoridade monetária podem impactar o risco sistêmico de colapso na economia.

Durante todo o período de análise, o sistema de metas de inflação prevaleceu como o principal instrumento macroeconômico empregado no Brasil como forma de debelar o processo inflacionário. Tal sistema é caracterizado por taxas de juros compatíveis com a manutenção da estabilidade do nível de preços. Sob tal regime, a economia brasileira foi caracterizada por apresentar altas taxas de juros e estabilidade financeira, o que sugere que a política monetária contribui para a estabilidade financeira (Moraes et. al, 2016).

O objetivo do trabalho é verificar como variáveis macroeconômicas, sobretudo oriundas de alterações na política monetária, alteraram a composição de risco das instituições financeiras no Brasil. Os instrumentos de política monetária considerados na análise são o valor dos depósitos compulsórios e a taxa básica de juros. As séries analisadas compreendem o período entre 2003 e 2014, período este em que ocorreu um aumento do volume de crédito concedido pelas instituições financeiras (Mora, 2014) – o que alterou sobremaneira o prêmio de financiamento externo<sup>1</sup> das empresas e, doravante, o risco em que incorreram. Também neste período houve a crise financeira de 2008 e, posteriormente, a queda dos níveis ofertados de crédito.

A análise se utilizou de elementos dos trabalhos de Moraes et. al (2016) e de Angeloni (2014)<sup>2</sup>. Em relação àquele, utilizaram-se as variáveis relacionadas ao risco das instituições financeiras com algumas mudanças. Quanto ao segundo trabalho foram utilizados os conceitos de mensuração do risco em relação aos lados do balanço patrimonial, com duas diferenças cruciais:

---

<sup>1</sup> O prêmio de financiamento externo diz respeito à diferença entre o custo de captação de terceiros e o custo de oportunidade de obter recursos internamente, conforme análise de Bernanke e Gertler (1995).

<sup>2</sup> A metodologia proposta por Angeloni (2010) consiste na estimação de um modelo de vetores autorregressivos para a economia norte-americana entre 1980 e 2011 com as seguintes variáveis de controle: índice de produção industrial, índice de preço ao consumidor, índice de preço de *commodities*, taxa de juros básica da economia americana, total de reservas bancárias e total de reservas bancárias não emprestadas. Como *proxy* ao risco tomado pelas instituições, o autor emprega três medidas: o risco de financiamento, o risco de empréstimo e o risco sistêmico. O risco de financiamento neste trabalho é representado pela razão entre o total de depósitos à vista e o total de ativos do sistema bancário, enquanto o risco de empréstimo é definido como o volume de provisões contra devedores duvidosos.

não foi incluída a variável concernente ao risco sistêmico<sup>3</sup> e não foi utilizado um índice para mensurar a precificação dos ativos<sup>4</sup>.

Este trabalho busca lançar luz às seguintes questões: há um canal de risco bancário operante no Brasil? O quanto cada variável macroeconômica afeta cada indicador de risco? A natureza da instituição financeira influenciou na maneira como a mesma percebe os riscos?

Para o esclarecimento das primeiras duas questões, foi realizado um estudo com a utilização de vetores autorregressivos (VAR). A opção pela metodologia se baseou no objeto de estudo: o quanto choques na política monetária afetam variáveis de risco. Doravante, instrumentos que meçam tal resposta, tais como funções de impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros estimados, são informativos tanto em termos de magnitude quanto duração do impulso originário de choques da política monetária. Nota-se que há uma diferença com relação aos trabalhos anteriores neste segmento no que concerne à inclusão das instituições financeiras públicas no cálculo das provisões. Isso se dá em função do cálculo subsequente das fontes de heterogeneidade entre as empresas, e excluir as empresas públicas do cálculo seria um erro de concepção da análise.

Para elucidar a terceira questão, um painel foi elaborado cobrindo o período entre 2003 e 2014 contendo 76 instituições financeiras. Dentre estas instituições foram realizadas regressões para avaliar o impacto que as variáveis de risco sofreram em relação a alterações nas variáveis relacionadas à política monetária. Novas regressões foram também utilizadas para verificar se a natureza das instituições – pública ou privada – alterou a percepção de risco das instituições financeiras.

A estrutura deste trabalho obedecerá ao seguinte formato: o segundo capítulo discute os mecanismos subjacentes à transmissão da política monetária, enfocando na teoria da transmissão da política monetária via canal

---

<sup>3</sup> A variável concernente ao risco sistêmico foi excluída do presente trabalho por não haver disponibilidade dos dados do IFNC (Índice Financeiro) para toda a série temporal aqui proposta. Com o fim de não perder 24 observações, optou-se pela utilização somente das medidas de risco de financiamento e de empréstimo.

<sup>4</sup> Com o intuito de evitar redundâncias, tal variável foi excluída: há um índice que mede a inflação no presente trabalho, o IGP-DI. Para o trabalho de Angeloni (2008), tal variável entrou como forma de mensuração de quanto o risco nos Estados Unidos foi alterado em função do aumento dos preços imobiliários, o que faz sentido dentro de uma análise de como a crise em 2008 ocorreu.

da tomada de risco, bem como revisa a literatura nacional e internacional no que concerne ao canal de risco bancário, enquanto o terceiro conterà uma análise acerca da possível existência do canal de crédito no Brasil por meio de um modelo de vetores autorregressivos. A quarta seção analisará questões de estrutura no que diz respeito a como os riscos e suas percepções são distribuídos no sistema bancário em termos de natureza institucional por meio de uma análise de regressão em painel. Por fim, a quinta seção apresenta as conclusões do trabalho.



## 2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Esta seção realiza uma revisão das teorias acerca dos canais de transmissão da política monetária, com ênfase na análise dos trabalhos realizados para a economia brasileira em relação ao canal de risco bancário e dos trabalhos internacionais que trataram da problemática por meio da análise de dados agregados.

### 2.1 CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Os canais pelos quais a política monetária impacta o lado real da economia vêm suscitando grande debate entre macroeconomistas – em especial após a ocorrência da crise econômica e financeira de 2008. Tal discussão remonta ao simpósio “*The Monetary Transmission Mechanism*”, de 1995, em que vários autores discutiram e apontaram os possíveis canais de transmissão da política monetária. Os principais apontados foram: o canal da taxa de juros, o canal do valor dos ativos, o canal da taxa de câmbio e o canal de crédito. Enquanto os três primeiros são mecanismos tradicionais de transmissão, o último utiliza uma abordagem não convencional para explicar como fricções e assimetrias de informação no mercado de crédito podem acelerar ou retardar os efeitos da política monetária.

Os trabalhos apresentados no simpósio *Monetary Transmission Mechanism*, que deram frutos a artigos publicados no *Journal of Economic Perspectives*, enfocam os mecanismos de transmissão da política monetária, em termos de intensidade dos choques e duração dos mesmos.

Mishkin (1995) justifica a importância do tema com a alegação de que nos anos anteriores à publicação do artigo, economistas e políticos haviam chegado a um consenso de que a melhor forma de estabilizar a inflação e o produto era por meio da política monetária<sup>5</sup>. O trabalho conclui que tal ferramenta é um poderoso instrumento de estabilização e controle da

---

<sup>5</sup> O autor vai além e destaca que a política fiscal perdeu espaço como instrumento de estabilização, muito em decorrência da persistência de déficits orçamentários continuados, e em partes da perda de crença na eficácia no sistema de tributação.

economia, mas muitas vezes apresenta efeitos colaterais inesperados ou indesejados.

O primeiro canal de transmissão discutido pelos autores do simpósio é o clássico canal da taxa de juros – conforme preconizado por Keynes (1934). Dentro deste arcabouço teórico, uma política monetária contracionista (expansionista) leva um aumento (redução) na taxa real de juros, com consequente queda (aumento) do nível de investimento, o que por sua vez faz com que haja uma queda (aumento) na demanda agregada e, por conseguinte, no produto. A análise keynesiana tradicional enfoca principalmente na alteração nos gastos com investimento, mas pesquisas posteriores indicaram que o consumo de bens duráveis também pode estar enquadrado dentro das decisões de investimento.

O artigo de Taylor (1995) derivado das discussões do simpósio sugere que alterações na taxa de juros de curto prazo impactam também a taxa de juros de longo prazo temporariamente, em decorrência de uma combinação de rigidez de preços e expectativas racionais – o que implica que alterações na taxa de juros alteram o custo de capital e, doravante, a eficiência marginal do capital no longo prazo durante certo período de tempo.

Os artigos de Taylor (1995) e Obstfeld e Rogoff (1995) destacaram a importância do canal de transmissão da taxa de câmbio. Tal teoria preconiza que quando há uma política monetária contracionista (expansionista), há um aumento (diminuição) na taxa de juros real, o que faz com que depósitos na moeda local se tornem mais (menos) atrativas, valorizando (desvalorizando) a taxa de câmbio real. Tal valorização (desvalorização) eleva (reduz) o saldo da balança comercial do país, o que se reflete na redução (aumento) do nível de produto. Isso ocorre porque alterações na taxa de câmbio refletem alterações na estrutura de incentivos para exportar e importar: uma taxa de câmbio real valorizada desincentiva as exportações e incentiva as importações, ao passo que uma taxa de câmbio real desvalorizada tem o efeito oposto.

Meltzer (1995) criticou o paradigma keynesiano por utilizar somente uma medida dos preços dos ativos para avaliar os impactos da política monetária, qual seja a taxa de juros. Uma alternativa que relaciona diretamente a transmissão da política monetária à economia real, sem passar pela taxa de

juros necessariamente, envolve a teoria do  $q$  de Tobin sobre o impacto do investimento e da riqueza no consumo. Conforme Tobin (1969), o  $q$  é definido como a razão entre o valor de mercado das firmas e custo de reposição do capital.

A transmissão se dá diretamente por meio de alterações na política monetária, que modificam o patrimônio das empresas: uma política monetária contracionista (expansionista) faz com que o público adquirente de ações das empresas aumente (diminua) sua preferência pela liquidez, reduzindo (aumentando) assim o gasto no mercado de ações. Tal queda (aumento) faz com que o patrimônio das empresas diminua (aumente), o que por sua vez diminui (aumenta) o valor do  $q$  de Tobin. Por fim, a razão expressa pelo  $q$  contrai (expande) o gasto com investimento, o que reduz (aumenta) o nível de produto<sup>6</sup>.

Bernanke e Gertler (1995) destacaram que há um problema com a explicação da maneira pela qual a política monetária afeta os ativos reais por meio da taxa de juros, o que resultou em uma teoria que enfoca principalmente nos problemas de assimetria de informação e rigidez de contratos como fatores aceleradores ou retardadores da transmissão. Logo, por si, o canal de crédito – como tal fenômeno foi denominado pelos autores – não é um canal de transmissão em si, mas um conjunto de fatores que alteram a potencialidade de transmissão da política monetária.

Este canal ramifica-se em canal de empréstimos bancários e um canal mais abrangente, denominado canal dos balanços patrimoniais. O primeiro enfatiza a importância da atividade bancária na determinação dos níveis de crédito vigentes e em como os bancos alteram suas reservas em decorrência de uma alteração na política monetária.

---

<sup>6</sup> Outra forma pela qual a política monetária pode afetar diretamente o produto diz respeito à teoria de Modigliani (1971), em que alterações no patrimônio das empresas acarretam mudanças também na riqueza total da economia, o que impacta diretamente o consumo. De acordo com o modelo de ciclo de vida do autor, o gasto com consumo é determinado pela riqueza total dos consumidores, formados por capital humano, capital real e capital financeiro. Dentro deste último se encontram os ganhos com o mercado de ações. A ligação deste caso com alterações na política monetária se faz similar à do caso anterior: uma política monetária contracionista (expansionista) reduz (expande) o patrimônio das empresas por meio de uma redução (aumento) na quantidade de ações compradas, dada a alteração na preferência pela liquidez. Tal redução (aumento) acarreta uma perda (ganho) na riqueza total que as pessoas esperam auferir ao longo da vida, o que faz com que elas reduzam (aumentem) seu consumo, reduzindo (aumentando) assim o nível de produto.

Resumidamente, uma política monetária contracionista (expansionista) faz com que sejam reduzidos (aumentados) os depósitos bancários, o que causa uma queda (aumento) nos empréstimos bancários, doravante retraindo (expandindo) os níveis de investimento e, por conseguinte, o produto. Contudo, para que este canal seja operante, duas condições devem ser cumpridas: os bancos devem alterar suas reservas quando há uma alteração na política monetária<sup>7</sup> e os tomadores de empréstimos devem necessariamente ser dependentes da oferta de crédito bancário<sup>8</sup>.

O canal de balanços patrimoniais é derivado da alteração nas condições das firmas para contrair seus empréstimos. Isso ocorre porque em condições de uma alteração na política monetária, ocorrem também alterações no balanço patrimonial das empresas. Desta forma, alterações na política monetária afetam diretamente a capacidade das firmas de contrair empréstimos, dada a alteração correspondente no valor dos colaterais usados como garantia e a alteração na propensão em assumir riscos. Esquemáticamente, uma política monetária contracionista (expansionista) faz com que o valor do patrimônio líquido das empresas decresça (cresça). Isso eleva (reduz) a percepção de risco moral e seleção adversa<sup>9</sup> que as instituições financeiras têm do mercado, levando-as a reduzir (elevar) o nível de crédito na economia, o que reduz (aumenta) o nível de investimento e, doravante, o produto.

Analogamente, o canal de balanços patrimoniais pode afetar os fluxos financeiros das empresas: alterações na política monetária também modificam a taxa de juros, o que tem um impacto nas receitas. Isso ocorre

---

<sup>7</sup> Ou seja, inovações financeiras podem fazer com que as instituições financeiras alterem menos que proporcionalmente suas reservas em relação à intensidade da alteração na política monetária, ou podem fazer com que não haja sequer alterações.

<sup>8</sup> Se as empresas possuírem outras formas de financiamento que não a oferta de crédito, elas podem substituir o segundo pelo primeiro quando há escassez de crédito. Dentre essas formas, encontram-se as emissões de debêntures, ações, notas promissórias, entre outras. Logo, empresas maiores tendem a sofrer menos com a retração creditícia do que as empresas que não dispõem dos instrumentos mencionados.

<sup>9</sup> De acordo com o artigo seminal de Akerloff (1970), o problema da seleção adversa decorre da assimetria de informação: quando dois negociantes possuem diferentes níveis informacionais relacionados à transação a ser realizada, o participante com maior nível de informação se utilizará de sua vantagem para obter um acordo mais vantajoso para si, a expensas do outro participante. O problema do risco moral advém de quando um dos agentes em alguma negociação ou contrato toma mais riscos dado o fato de que o outro participante incorrerá na totalidade ou em partes do ônus deste mesmo risco.

concomitantemente e no mesmo sentido da alteração no patrimônio, o que altera, por conseguinte, o risco moral e o risco de seleção adversa. Tanto mudanças no patrimônio quanto mudanças nas receitas das empresas refletem formas diretas pelas quais o canal de balanços patrimoniais pode afetar a economia. Contudo, ela pode afetar também indiretamente.

Neste caso, uma política monetária contracionista (expansionista) levaria a uma deterioração (melhora) da situação patrimonial das empresas, o que reduziria (aumentaria) a quantidade de recursos financeiros disponíveis para empréstimo, conforme a maneira direta de transmissão. Isso afeta não somente as empresas, mas também os consumidores, que interpretam essa contração (expansão) creditícia como um aumento (diminuição) da possibilidade de estresse financeiro, dada a queda (aumento) na liquidez geral da economia. Isso impacta negativamente (positivamente) o consumo doméstico de bens duráveis e os gastos domésticos, reduzindo (aumentando), por conseguinte, o produto.

Os mecanismos de transmissão da política monetária estão elencados abaixo no quadro 1:

QUADRO 1 – SÍNTESE DOS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA APRESENTADOS NO SIMPÓSIO *MONETARY TRANSMISSION MECHANISMS* (1995)<sup>10</sup>

Autor	Nome do Canal de Transmissão a Política Monetária	Funcionamento do Canal de Transmissão
Taylor (1995)	Canal da Taxa de Juros	Uma política monetária contracionista aumenta a taxa real de juros, com consequente queda do nível de investimento, reduzindo a demanda agregada. Taylor sugere também que alterações na taxa de juros de curto prazo possuem impactos na taxa de juros de longo prazo, o que altera as alocações de investimento.
Taylor (1995) e Obstfeld e Rogoff (1995)	Canal da Taxa de Câmbio	Uma política monetária contracionista aumenta a taxa de juros real, valorizando a taxa de câmbio real. Tal valorização reduz o saldo da balança comercial do país, reduzindo o nível do produto.
Metlzer (1995)	Canal da Precificação de Ativos	Uma política monetária contracionista faz com que o público adquirente de ações das empresas aumente sua preferência pela liquidez reduzindo assim seu gasto no mercado de ações. Tal queda faz com que o patrimônio das empresas diminua, o que por sua vez diminui o valor do $q$ de Tobin. Por fim, a razão expressa pelo $q$ contrai o gasto com investimento, o que reduz o nível de produto.
Bernanke e Gertler (1995)	Canal de Crédito	Subdivide-se em dois canais. De acordo com o canal de empréstimos bancários, uma política monetária contracionista faz com que sejam reduzidos os depósitos bancários, o que causa uma queda nos empréstimos bancários, doravante retraindo os níveis de investimento e, por conseguinte, o produto. De acordo com o canal de balanços patrimoniais uma política monetária contracionista faz com que o valor do patrimônio líquido das empresas decresça, o que eleva a percepção de risco moral e seleção adversa que as instituições financeiras têm do mercado, levando-as a reduzir o nível de crédito na economia reduzindo assim o nível de investimento e o produto.

Fonte: Elaboração própria com base nos artigos citados.

<sup>10</sup> Por questão de espaço, na explicação do funcionamento dos canais de transmissão, somente foi abordada a hipótese de uma política monetária contracionista. Para o caso de uma política monetária expansionista, a contrapositiva das afirmações é válida.

Empiricamente, os trabalhos focam principalmente no canal de empréstimo bancário em detrimento do canal de balanços patrimoniais, uma vez que há um consenso na existência do segundo, enquanto que o segundo gera mais incertezas – em decorrência das condições subjacentes à existência do canal. No Brasil, os trabalhos de Melo e Pisu (2009), Bogado (2011) e Bezerra et. al (2016) se utilizaram de um Vetor de Correção de Erros (VECM) para estimar a oferta e a demanda de crédito no Brasil, bem como avaliar em que extensão o mecanismo de transmissão da política monetária é operante em relação ao volume de crédito oferecido. Todos os trabalhos supracitados confirmaram a hipótese de existência do canal, bem como grande parcela dos trabalhos prévios realizados na área e sob outras metodologias, tais como Sobrinho (2003), Takeda et. al (2005), Araújo (2011) e Mendonça e Sachsida (2013).

O canal de tomada de risco, conforme preconizado por Borio e Zhu (2008), é um passo além do canal de crédito no sentido de que os bancos não somente não agem passivamente frente a uma alteração na política monetária, como alteram seus portfólios de risco quando há uma alteração na maneira como a mesma está sendo conduzida (Altunbaş et. al, 2010). Tal canal consiste no impacto que mudanças das taxas de juros acarretam na percepção ou tolerância ao risco e, portanto, no grau de risco do portfólio das instituições financeiras, na precificação de seus ativos e do capital oferecido aos tomadores. Tal mecanismo pode operar de três formas:

- Por meio do impacto que as taxas de juros exercem em valorações, rendas e fluxos monetários, o que se aproxima do acelerador financeiro<sup>11</sup> – a tolerância ao risco aumenta quando se aumenta o preço dos ativos dos tomadores;
- Por meio do relacionamento entre taxas de mercado e taxas de retorno esperada. Isso ocorre quando as taxas de juros apresentam menor

---

<sup>11</sup> O canal de balanços patrimoniais atua como um acelerador financeiro: quando as empresas estão em melhores condições financeiras. Em um cenário de política monetária expansionista, os bancos concedem mais crédito, o que ajuda a alavancar o investimento e o valor de seus ativos. Nesse sentido, quando há uma melhora na posição financeira das empresas, não só as instituições financeiras concedem mais crédito como aumentam sua posição de risco em suas operações (Borio e Zhu, 2008).

elasticidade em relação às taxas de retorno que são almejadas, em decorrência de naturezas contratuais ou fatores comportamentais, como ilusão monetária ou dificuldade em ajustar a expectativa a períodos de pujança nos mercados.

- Por meio de aspectos característicos de políticas de comunicação e a função de reação do Banco Central. Em outras palavras, o grau de transparência com que a autoridade monetária toma suas decisões, bem como seu comprometimento com futuras decisões de política econômica. Se a credibilidade estiver presente, aumenta-se a propensão à tomada de riscos por parte das instituições financeiras.

A literatura que relaciona a tomada de risco das instituições financeiras à política monetária ainda é incipiente no Brasil, e grande parte dos trabalhos enfoca em dados agregados para estimar a percepção de risco bancário. A próxima seção elenca tais trabalhos, bem como a metodologia utilizada.

## 2.2 REVISÃO DA LITERATURA NACIONAL

Tabak, Laiz e Cajueiro (2010) investigaram os efeitos que a política monetária possui sobre o crescimento dos empréstimos bancários e sobre os empréstimos com alto risco de inadimplência. A análise foi realizada com dados extraídos dos balanços dos bancos brasileiros, entre 2003 e 2009. O estudo em painel se utilizou do modelo FGLS (*Feasible Generalized Least Squares*) para testar as hipóteses concernindo à existência de um canal de crédito e de um canal de risco-bancário operantes no Brasil. Adicionalmente, os autores analisaram setorialmente, em termos de controle da instituição financeira, o quanto a política monetária afetou os créditos concedidos e a posição de riscos dos bancos.

Os autores encontraram evidências de ambos os canais em operação. Tangendo à existência de um canal de empréstimos bancários, altas taxas básicas de juros tiveram o efeito de reduzir os empréstimos realizados, bem como as baixas taxas básicas de juros tiveram o efeito oposto. Os autores também encontraram diferenças na magnitude do efeito do canal dependendo



do controle da instituição financeira: bancos estatais responderam com maior intensidade à política monetária em comparação a bancos estrangeiros e bancos de controle privado. Quanto à existência do canal de risco bancário, alterações na política monetária alteraram a posição de risco dos bancos. Características intrínsecas como tamanho, nível de capitalização e liquidez alteram a maneira como os bancos reagem frente a uma alteração na política monetária.

Em trabalho subsequente, Tabak, Laiz e Cajueiro (2011) avaliaram a relação existente entre o ciclo econômico e as reservas que os bancos detêm contra eventuais perdas. Ou seja, como a quantidade de capital detida pelos bancos altera o volume de empréstimos concedidos pelos mesmos, bem como o quanto o fato de um banco ser público ou privado afeta tal relação. Para tanto, os autores utilizaram um painel desbalanceado, utilizando-se do método FGLS<sup>12</sup>, com dados de 134 bancos, avaliados entre 2000 e 2010, totalizando 3395 observações.

Os resultados dos autores indicam que em um cenário econômico contracionista, os bancos aumentam a quantidade de capital de reserva e reduzem o crescimento de suas carteiras de empréstimo. Ou seja, levando-se em conta o efeito da política monetária no total de crédito concedido, pode-se afirmar que a capitalização bancária afeta positivamente níveis de empréstimo. Este trabalho é particularmente importante no que concerne a avaliar quais outras variáveis relacionadas às condições macroeconômicas vigentes afetam o risco em que os bancos decidem incorrer.

Montes e Peixoto (2012) analisaram como a ação do Banco Central e do ambiente macroeconômico alteraram a percepção de risco dos bancos. A *proxy* utilizada para a mensuração desta variável foi o volume de recursos provisionados em relação ao total de perdas esperadas de empréstimos. Adicionalmente, os autores também averiguaram como a percepção dos riscos afetou os níveis de *spread* bancário praticados. Para tal, o método de análise concerniu à utilização de estimações OLS, GMM e GMM-System para as duas equações que serviram como base analítica. As contribuições mais salientes que o trabalho apresentou concerniram a: evidências da existência de um canal

---

<sup>12</sup> O método foi utilizado para controlar por autocorrelação e heterocedasticidade (Tabak et. al, 2011)

de risco bancário e do paradoxo da credibilidade no Brasil<sup>13</sup>; evidência sobre a influência de políticas monetárias sobre a percepção de risco dos bancos; evidências tangendo à natureza pró-cíclicas das instituições financeiras e evidências da aderência de um indicador contracíclico proposto em Basileia III<sup>14</sup> para o Brasil.

A primeira estimação mostrou como o impacto de variáveis macroeconômicas afetou as provisões dos bancos. Dentro de ambos os métodos de estimação, constataram-se as relações esperadas pelos autores, ou seja, as provisões possuem uma relação positiva com a taxa básica de juros, positiva com os depósitos compulsórios compulsórias, negativa com o *gap* do produto<sup>15</sup>, positiva com a taxa de inadimplência, positiva com o *gap* de crédito<sup>16</sup>, e negativa com o índice de credibilidade da autoridade monetária.

A segunda estimação demonstrou como o *spread* bancário é impactado por este mesmo volume de provisões e por outras variáveis macroeconômicas, com o intuito de verificar como a alteração na percepção de risco se traduz em decisões financeiras de elevar ou reduzir as margens de lucro dos bancos. Dentro deste arcabouço empírico, tal como nas duas regressões similares, os estimadores apresentaram significância estatística e valores condizentes com a teoria preconizada: foi constatada uma relação positiva com a taxa básica de juros, positiva com os depósitos compulsórios, positiva com o volume de recursos provisionados, positiva com o nível de inadimplência, positiva com o

---

<sup>13</sup> Borio (2008) argumenta que um ambiente macroeconômico estável faz com que as taxas de juros sejam reduzidas, o que leva a uma alteração na postura dos bancos, os quais tomam mais riscos. Isso, por sua vez, fragiliza o ambiente macroeconômico. Por esta razão, tal fenômeno é denominado como paradoxo da credibilidade: a credibilidade da autoridade monetária pode levar a uma deterioração da posição financeira dos bancos.

<sup>14</sup> Em consonância com a teoria do paradoxo da credibilidade, Basileia III propôs novas formas de lidar com os riscos, por meio de novos requerimentos de capital designados para lidar com o problema do risco sistêmico, do risco de liquidez, das instituições que mais apresentam riscos ao sistema financeiro e do viés que advém do comportamento pró-cíclico dos bancos.

<sup>15</sup> Indicador construído com a utilização do PIB acumulado em 12 meses: os valores foram obtidos pela diferença entre os valores e sua tendência, a qual foi mensurada pela utilização do filtro Hodrick-Prescott. Espera-se que variações no ciclo econômico afetem os empréstimos bancários, e, portanto, o valor provisionado pelos bancos. (Montes e Peixoto, 2012)

<sup>16</sup> O *gap* de crédito é calculado pela diferença entre a relação crédito/PIB e a sua tendência, a qual é calculada com o uso do filtro Hodrick-Prescott. Tal variável foi incluída na análise para verificar a capacidade das instituições financeiras de absorver as perdas sobre o valor mínimo em momentos de pujança econômica para, posteriormente, utilizar o capital sobressalente em momentos de dificuldade. (Montes e Peixoto, 2012)

*gap* de crédito, negativa com o índice Bovespa<sup>17</sup> e negativa com o índice de credibilidade.

Por fim, a estimação por meio de um sistema GMM foi realizada para garantir a robustez dos resultados apresentados acima. Todos os coeficientes se apresentaram como estatisticamente significativos, e tal estimação embasou mais uma vez a existência do canal de crédito bancário, do canal de risco bancário e do paradoxo da credibilidade, em decorrência da natureza pró-cíclica do comportamento das instituições financeiras.

Tavares et. al (2013) analisaram a influência da política monetária sobre a percepção de risco das instituições financeiras. Para tal, os autores utilizaram-se do volume de contratações de seguros referentes às perdas com operações de concessão de crédito bancário às pessoas físicas como *proxy* ao risco, bem como avaliaram o impacto que tal variável possui sobre o nível de *spread* bancário. Por meio de um modelo esquemático nos moldes dos trabalhos de Auel e de Mendonça (2011) e de Montes e Peixoto (2012), e utilizando-se de séries temporais do período compreendido entre janeiro de 2005 e maio de 2012, foram estimadas duas regressões por meio dos métodos GMM e OLS, bem como um sistema de equações GMM para assegurar a robustez das estimações individuais.

A primeira estimação avaliou o impacto de variáveis macroeconômicas<sup>18</sup> sobre o montante pago pelas entidades financeiras para cobertura de riscos de crédito doméstico em relação a pessoas físicas. Os resultados auferidos indicaram que uma política monetária expansionista reduziu a quantidade de seguros contratados. Outro resultado alcançado tange à inadimplência, a qual é positivamente relacionada ao desemprego. Doravante, o aumento deste impacta positivamente a variável dependente, denotando uma expansão dos riscos associados às operações de empréstimos.

---

<sup>17</sup> De acordo com Auel e de Mendonça (2011), variações no índice Bovespa funcionam como uma *proxy* para o comportamento dos preços dos ativos no mercado doméstico.

<sup>18</sup> Para a estimação, foram utilizadas: a primeira defasagem do prêmio de seguro, a taxa de juros básica da economia, a taxa de inadimplência na economia, a taxa de desemprego e a taxa de reservas compulsórias. A escolha das defasagens foi realizada com base nos critérios informacionais de Akaike e Schwarz.

A segunda regressão capturou o efeito de variáveis macroeconômicas<sup>19</sup> adicionais sobre o *spread* bancário de crédito. A metodologia foi similar à adotada no primeiro conjunto de estimações. Tal como esperado pelos autores, há evidências de que há uma relação positiva entre o nível de *spread* bancário e o montante de seguros contratados pelas instituições financeiras, o que indica que um aumento na percepção de risco faz com que o custo de crédito se torne mais oneroso para os tomadores.

O sistema de equações simultâneas indicou resultados similares às das equações individuais: elevações na taxa de juros e nas reservas compulsórias aumentam a quantidade de seguros contratados, bem como um aumento nestes melhora a percepção dos bancos no que concerne ao risco de crédito. Tal melhoria faz com que eles assumam menos riscos e reduzam sua exposição, aumentando consequentemente o *spread* bancário.

Moraes et. al (2016) se utilizaram da metodologia proposta por Montes e Peixoto (2012) para verificar a relação existente entre a política monetária, a regulação de capital e a tomada de risco. Como *proxies* para o risco bancário, os autores utilizaram tanto as provisões dos bancos quanto o grau de solvência bancária, medido pelo CAR (*Capital Ratio Adequacy*). O período de tempo analisado está compreendido entre julho de 2001 e dezembro de 2013.

A metodologia empregada no trabalho consistiu na estimação por meio de OLS e GMM em duas equações. Em primeiro lugar, verificaram-se quais variáveis macroeconômicas impactaram o nível de provisões<sup>20</sup>; em segundo, utilizaram-se deste resultado para avaliar como as provisões e outras variáveis econômicas agem sobre o grau de solvência bancária (CAR)<sup>21</sup>. Realizou-se também uma estimação por meio de um sistema de equações GMM para conferir maior robustez aos resultados. Por fim, os autores estimaram um

---

<sup>19</sup> As variáveis independentes utilizadas foram: a primeira defasagem do *spread* bancário, a taxa básica de juros da economia, o prêmio de risco associado aos seguros contratados, a taxa de reservas compulsórias e o risco país. Adicionalmente, foi incluída no modelo uma *dummy* para capturar os efeitos dos choques financeiros advindos da crise das hipotecas *subprime*.

<sup>20</sup> As variáveis dependentes utilizadas foram: a taxa básica de juros Selic, a taxa de inadimplência, a taxa de depósitos compulsórios, o *gap* do produto e uma variável *dummy* para controlar os efeitos da crise econômica de 2008.

<sup>21</sup> As variáveis dependentes utilizadas foram: as provisões estimadas na equação anterior, o retorno dos ativos do banco, a taxa de inadimplência e o *gap* de crédito.

modelo de vetores autorregressivos (VAR) para medir o tempo e o grau de impacto das variáveis selecionadas<sup>22</sup>.

As conclusões a que os autores chegaram concernem à existência de um canal de risco bancário operante no Brasil. Os bancos reagem à política monetária alterando seu volume de provisões, bem como seu grau de solvência (CAR). Quando a política monetária é contracionista, os bancos aumentam suas provisões, o que aumenta o CAR. O primeiro aumento diz respeito a um aumento do risco no portfólio do banco, enquanto o segundo é uma medida para mitigar possíveis futuras perdas com uma possível queda futura no CAR. Dessa forma, taxas de juros mais altas trazem consigo maiores riscos, levando a uma menor oferta de crédito e maiores *spreads* – canal de empréstimo bancário – e a um maior nível de provisões e de solvência – canal de risco bancário.

Barroso et. al (2016) investigaram o papel da taxa de juros doméstica e externa na composição dos riscos assumidos pelas instituições financeiras no Brasil. Com tal fim, utilizaram-se de dois indicadores de risco sistêmico como *proxy* para o risco bancário: o indicador “*Default Correlation*” mede o stress dentro do sistema bancário quando há um processo de contágio iniciado pela falha de um banco, enquanto o indicador “*DebtRank*” captura a propagação de um estresse financeiro proveniente de uma instituição financeira, com a utilização do grau de exposição financeira e do excedente de capital entre os bancos. A estratégia empírica foi a estimação de modelos de painel dinâmico usando os medidores de risco como variáveis dependentes. As variáveis independentes utilizadas foram controles macro e microeconômicos e variáveis concernentes à política monetária<sup>23</sup>. Os resultados dizem respeito ao período compreendido entre 2005 e 2014, com uma regressão adicional para um período mais curto (2010-2014) para mensurar os efeitos da crise econômica no Brasil.

Os autores trabalham com três hipóteses: a taxa de juros possui uma relação inversa com o risco sistêmico médio das instituições financeiras; a taxa

---

<sup>22</sup> As variáveis utilizadas no VAR foram: provisões, grau de solvência bancária (CAR), a taxa de inadimplência, a taxa básica de juros Selic e a taxa de depósitos compulsórios.

<sup>23</sup> Os indicadores de política monetária utilizados foram: a taxa de juros doméstica, a taxa de depósitos compulsórios e um indicador da política monetária praticada fora do país.

de depósitos compulsórios possui uma relação inversa com o risco sistêmico médio das mesmas, ainda que de menor intensidade que em relação à taxa de juros básica; a política monetária externa possui uma relação inversa com o risco sistêmico médio das instituições financeiras, mas seu efeito foi mitigado após a crise econômica de 2008.

Por fim, chegaram às seguintes conclusões: há fortes evidências de que a taxa básica de juros possui uma relação inversa com o risco sistêmico, o que corrobora a teoria do canal do risco bancário; há evidências também de que a taxa de juros externa possui uma relação inversa com o risco sistêmico, resultado este que apresentou maior significância na amostra maior em relação à menor; por fim, a relação entre o canal de crédito bancário e a taxa de depósitos compulsórios encontrada foi inversa, mas baixa, o que indica a menor relevância deste instrumento de política monetária como fator que amplifica ou mitiga riscos por parte das instituições financeiras.

Os resultados dos trabalhos mostram que há um canal de risco bancário operante no Brasil, dado que em todos os trabalhos, as variáveis que representam o risco apresentaram o sinal esperado em relação às variações na política monetária. Ou seja, no caso das provisões e da variável CAR, há uma relação positiva em relação aos riscos, enquanto no caso da variável apresentada em Barroso et. al (2016), a qual representa diretamente os riscos, há uma relação positiva entre risco e instrumento de política monetária.

A relação inversa entre o risco e as variáveis que representam as provisões e o capital se dá em função de que quando há um aumento do volume destas, os bancos estão propensos a tomar menos riscos no momento presente. Todavia, tal aumento também pode indicar uma sinalização de que os bancos estão se protegendo no momento presente para aumentar a tomada de risco posteriormente – ou seja, sinalizam um aumento de seu provisionamento para o mercado com o fim de aumentar a tolerância para com operações arriscadas, aqui definidas como em atraso por mais de 180 dias.

QUADRO 2 – SÍNTESE DOS TRABALHOS REALIZADOS SOBRE O CANAL DE RISCO BANCÁRIO NO BRASIL

Autor	Período	Método	Resultados
Tabak, Laiz e Cajueiro (2010)	2003-2009	Painel com FGLS ( <i>Feasible Generalized Least Squares</i> )	Durante períodos de aumentos da taxa básica de juros, os bancos apresentaram maior exposição ao risco de crédito, agravando seu desempenho; bancos públicos apresentaram menor volume de empréstimos com risco H em relação a outros bancos.
Tabak, Laiz e Cajueiro (2011)	2000-2010	Painel com FGLS ( <i>Feasible Generalized Least Squares</i> )	Os resultados indicaram que no período de queda da atividade econômica, os bancos aumentam o valor do colchão de capital e reduzem os empréstimos a tomadores.
Montes e Peixoto (2012)	2001-2011	OLS, GMM e GMM-System	O canal de risco bancário é operante no Brasil: bancos reagem à política monetária alterando o seu volume de provisões e seu nível de <i>spread</i> bancário. Quando a taxa de depósitos compulsórios ou as provisões decrescem, os bancos tomam mais riscos reduzindo o volume de recursos provisionados.
Tavares et. al (2013)	2005-2012	OLS, GMM e GMM-System	O trabalho indica que há uma relação positiva entre a taxa de juros Selic e a taxa de Reservas Compulsórias e o prêmio de seguro de crédito, o que denota que uma política monetária contracionista induziria as instituições financeiras a contratarem mais seguro de crédito.
Moraes et. al (2016)	2001-2013	OLS, GMM e GMM-System	Existe canal de risco bancário no Brasil: quando a taxa básica de juros ou os depósitos compulsórios aumentam, os bancos tomam menos riscos ao aumentar o valor de suas provisões e se tornam mais solventes, aumentando o valor da variável <i>Capital Adequacy Ratio</i> .

Barroso et. al (2016)	2005-2014	Painel Dinâmico (Arellano-Bond)	Há uma relação que aponta uma relação inversa entre a taxa de juros da política monetária e o risco sistêmico; foram encontradas evidências de que a taxa de juros externa possui uma relação negativa com o risco sistêmico, sendo tal efeito mais significativo até o período da crise econômica; o canal de risco bancário encontrado foi mais fraco para com a variável depósitos compulsórios.
-----------------------------	-----------	------------------------------------	---

Fonte: Elaboração própria com base nos artigos citados.

## 2.3 REVISÃO DA LITERATURA INTERNACIONAL

Os estudos acerca do canal de transmissão do risco bancário subdividem-se em dois grupos: estudos macroeconômicos que buscam avaliar a existência do referido canal por meio da relação existente entre a política monetária e agregados bancários que refletem o nível de risco; estudos microeconômicos que utilizam dados no nível das instituições financeiras – tais como balancetes ou informações de pesquisas extraídas diretamente das mesmas. Esta revisão da literatura internacional enfocará os estudos que possuam um componente macroeconômico, não deixando também de apresentar trabalhos que mesclam as duas abordagens.

De Graeve et al. (2008) estudaram o comportamento de risco das instituições financeiras entre 1995 e 2004 na Alemanha. Para tal, os autores utilizaram um modelo que englobou tanto aspectos microeconômicos quanto macroeconômicos em sua análise: em primeiro lugar, introduziram uma abordagem para a mensuração da estabilidade financeira dos bancos com um modelo de avaliação de risco. Em segundo lugar, um modelo de resposta discreta *logit* foi empregado para relacionar probabilidades específicas de estresse financeiro a condições macroeconômicas. Por fim, os autores utilizaram de vetores autorregressivos para mensurar a resposta das variáveis no modelo microeconômico – ou seja, avaliaram por meio de uma função impulso resposta como um choque na política monetária pode afetar as variáveis no nível microeconômico. As conclusões que os autores chegaram



dizem respeito à evidência de um *trade-off* entre dois objetivos que almejam os bancos centrais: a estabilidade monetária e a financeira. Diferentes setores bancários apresentaram diferentes respostas a um choque na política monetária, em consonância com o modelo de negócio: bancos públicos apresentaram uma resposta menos proeminente em relação aos privados, sendo que as cooperativas apresentaram uma resposta mais ampla. Por fim, os autores concluíram também que os efeitos da política monetária foram mais significativos quanto menor a capitalização do banco.

Eickmeier e Hofmann (2010) utilizaram um modelo de vetores autorregressivos expandidos por fatores<sup>24</sup> (FAVAR) para estimar a transmissão da política monetária por meio dos balancetes das instituições financeiras, *spreads* de crédito e mercados de ativos dentro do mercado estadunidense, compreendendo dados trimestrais do período entre 1987 e 2007. Como objeto de investigação, procuraram investigar como a política monetária afetou três variáveis que geraram a crise de 2008, quais sejam a alta inflação de preços imobiliários, forte aumento do débito do setor privado e baixos *spreads* de crédito associados a risco. O trabalho reporta três conclusões: choques de política monetária tiveram um efeito significativo e persistente em preços de propriedade, patrimônio imobiliário, e no nível de endividamento do setor privado; a dinâmica do mercado imobiliário e de crédito foi influenciada parcialmente por choques da política monetária, especialmente no que concerne ao período entre 2001 e 2006; por fim, choques financeiros negativos contribuíram para os baixos níveis de taxa de juros no período imediatamente anterior à crise.

Buch et. al (2014) utilizaram vetores autorregressivos expandidos por fatores para verificar se no período entre 1985 e 2008 (com dados trimestrais) choques macroeconômicos – em especial em relação à taxa de juros da política monetária – afetaram o comportamento de risco das instituições financeiras estadunidenses. Como forma de mensuração do risco, os autores empregaram a fração de empréstimos com baixa expectativa de retorno em relação ao total do ativo bancário. Os resultados confirmam a existência do canal de risco bancário, dado que a função impulso resposta apontou que uma

---

<sup>24</sup> Conforme o modelo preconizado por Bernanke (2004)

política monetária expansionista gerou uma queda nos riscos tomados. Outra conclusão importante é que os bancos mais capitalizados apresentaram menor alteração no seu comportamento de risco em relação aos menos capitalizados, enquanto o tamanho da instituição financeira não influenciou significativamente no comportamento relacionado ao risco.

Karapetyan (2011) utilizou dados trimestrais compreendendo o período entre 1979 e 2010 para aplicar um modelo VAR, com o intuito de averiguar a existência do canal de risco bancário na economia norueguesa. Como forma de mensuração do risco o autor usou um modelo *logit* para encontrar uma série temporal que expressasse a razão dos empréstimos com baixa perspectiva de retorno. O autor não encontrou a existência de um canal de risco bancário para a economia norueguesa, atribuindo a ausência do resultado teórico esperado ao fato de que a análise inteira foi baseada em dados no nível macroeconômico: far-se-ia necessária uma análise conjunta de variáveis macroeconômicas e microeconômicas para melhor elucidar a existência do canal de transmissão.

Angeloni et al. (2014) utilizaram um modelo de vetores autorregressivos (VAR) para aferir os efeitos da política monetária em relação à exposição dos bancos ao risco sistêmico. Foram analisados os dados para os Estados Unidos entre Janeiro de 1980 e Setembro de 2008, e as variáveis associadas aos riscos compreendem três distintas mensurações: uma medida dos riscos bancários pelo lado do financiamento, uma medida dos riscos bancários pelo lado dos ativos e uma terceira medida do risco de mercado, representado pela volatilidade do retorno diário das ações das instituições financeiras. Os resultados apontados pelos autores embasam a teoria do canal de risco bancário, bem como apontam outros fatos estilizados importantes, tais como o fato de que há um reforço mútuo entre as diferentes formas de risco e o fato de que, diferentemente de um modelo na presença de um acelerador financeiro “puro”, modelos com a presença do risco bancário tendem a atenuar a atuação da política monetária.

Bekaert et al. (2013) decomposeram o índice VIX<sup>25</sup> em dois componentes: uma *proxy* para aversão ao risco e volatilidade do mercado de ações, encontrando como resultado que uma política monetária expansionista faz com que decresçam ambos os indicadores de risco. Para aumentar a robustez dos resultados, os autores utilizaram um VAR estrutural para o período compreendido entre 1990 e 2010 para verificar a existência de uma relação entre as variáveis de risco e a política monetária nos Estados Unidos. Os resultados, tanto em relação às funções de impulso resposta quanto na decomposição da variância do erro, apontaram a existência de uma relação negativa entre o risco tomado pelas instituições financeiras e o choque de política monetária. Outra conclusão foi que o componente de incerteza do índice VIX possui um significado estatístico mais forte para os ciclos de negócios do que o componente ligado ao mercado de ações.

Bruno e Shin (2015) analisaram a dinâmica que liga política monetária à alavancagem das operações bancárias e mostraram que tal mecanismo é precípua à maneira pela qual as instituições financeiras mensuram seus riscos. Para tal, os autores utilizaram dados para a economia estadunidense para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 2005 e o último de 2007 para aplicar um modelo VAR. A forma de medir o risco incorrido pelas instituições financeiras foi o índice VIX de volatilidade implícita. A relação inversa apresentada por esta variável a choques na política monetária denota um canal de transmissão da política monetária por meio de alterações no portfólio de risco das instituições financeiras. Os resultados encontrados por meio dos vetores autorregressivos também concerniram a uma dimensão internacional do canal de risco bancário, uma vez que dentro do modelo, uma contração da política monetária gerou uma queda no fluxo de capital internacional no setor bancário.

Buch et. al (2014) empregaram um FAVAR para os Estados Unidos entre 1997 e 2008 para verificar a ligação entre a política monetária, preços de propriedades comerciais e o comportamento de risco dos bancos. Tal estudo

---

<sup>25</sup> O índice VIX é um indicador de aversão ao risco em mercados financeiros e, portanto, pode ser um índice que reflete o “medo” da instituição financeira em assumir operações de risco (Whaley, 2000). Tal índice é uma abreviação registrada para o *CBOE Volatility Index*, considerando a volatilidade implícita do índice *Standard and Poor's 500* (S&P 500). Tal índice foi proposto por Brenner e Galai (1986).

se utilizou de uma pesquisa denominada *Survey of Terms of Business Lending* (STBL) para a construção dos fatores que foram inseridos dentro de um vetor autorregressivo. Tal pesquisa consiste em um questionário realizado aos bancos para averiguar como eles vinculam as novas operações de crédito a uma determinada avaliação de risco. Os resultados não identificaram a evidência de um canal de risco bancário após um choque expansionista da política monetária para todo o sistema bancário. Tal resultado, contudo, não levou em consideração a existência de heterogeneidade entre os diversos setores bancários: bancos menores tendem a aumentar seu risco, enquanto grandes bancos nacionais não alteram seus portfólios de risco, e bancos estrangeiros reduzem o risco em um cenário de política monetária expansionista – em decorrência da menor vinculação de suas carteiras e de seus balanços à economia nacional em que está inserida. Ou seja, o canal de risco bancário somente se aplicaria parcialmente no caso de uma economia nacional, dado que o nível de capitalização e os custos de monitoramento são importantes para determinar o quanto uma instituição financeira está disposta a aumentar ou diminuir seus riscos em função de alterações macroeconômicas.

Anafasyeva e Güntner (2014) investigaram o canal de risco bancário para a economia estadunidense pelo lado do ativo dentro dos balanços patrimoniais dos bancos. Para tal, utilizaram-se de um modelo FAVAR para o período compreendido entre o primeiro trimestre de 1991 e o segundo de 2008, reduzindo 19 medidas de padrões de empréstimos bancário em 3 fatores observáveis<sup>26</sup>. Todas as variáveis apresentaram o mesmo padrão: choques monetários induziram inicialmente uma contração do volume de empréstimos, seguida por um relaxamento do mesmo. As funções impulso-resposta também expuseram que frente a uma política monetária expansionista, todas as 19 séries de tempo representando o comportamento de empréstimo das instituições financeiras decresceram – sendo que a resposta foi gradual, com o choque perdurando por 8 meses, com um retorno ao *steady state* posteriormente. Os autores, portanto, embasam a existência de um canal de risco bancário para toda a economia estadunidense, diferentemente de Buch

---

<sup>26</sup> Os autores se utilizaram dos dois métodos sugeridos por Bernanke et al. (2005) para a construção dos fatores: o método Bayesiano e o método de dois passos com a construção da análise do componente principal.

et. al (2014), em que tal canal foi encontrado somente para bancos de menor porte.

QUADRO 3 – SÍNTESE DOS TRABALHOS REALIZADOS SOBRE O CANAL DE RISCO BANCÁRIO COM DADOS MACROECONÔMICOS

Autor	Período	Território	Método	Resultados
De Graeve et. al (2008)	1995-2008	Alemanha	Logit e VAR	Existe um <i>trade-off</i> entre estabilidade monetária e financeira; bancos públicos reagiram com maior intensidade a um choque na política monetária em relação a seus riscos em relação aos bancos privados; quanto maior a capitalização do banco, menos significativa a alteração no seu comportamento de risco.
Eickmeier e Hoffmann (2010)	1987-2007	Estados Unidos	FAVAR	Choques de política monetária tiveram um efeito em preços de propriedade, patrimônio imobiliário, e no nível de endividamento do setor privado; a dinâmica do mercado imobiliário e de crédito foi influenciada parcialmente por choques da política monetária;
Buch et. al (2014)	1985-2008	Estados Unidos	FAVAR	Política monetária expansionista gerou uma queda nas variáveis associadas ao risco; bancos mais capitalizados apresentaram menor alteração no seu comportamento de risco.
Karapetyan (2011)	1979-2010	Noruega	Logit e VAR	A variável de risco apresentou relação positiva com a política monetária, indicando inoperância do canal de risco bancário.

Angeloni et. al (2014)	1980-2008	Estados Unidos	VAR	Relação negativa entre variável de risco e variável da política monetária, indicando existência de um canal de risco bancário; há um reforço mútuo entre as variáveis pelo lado do passivo e o ativo bancário.
Bekaert et. al (2013)	1990-2010	Estados Unidos	SVAR	Relação inversa entre as variáveis da política monetária e de risco; componente de incerteza do índice VIX possui um significado estatístico mais forte para os ciclos de negócios do que o componente ligado ao mercado de ações.
Bruno e Shin (2015)	2005-2007	Estados Unidos	VAR	Relação inversa entre o índice VIX e a política monetária; existência de uma dimensão internacional do canal de risco bancário.
Buch et. al (2014)	1997-2008	Estados Unidos	FAVAR	Relação positiva entre variáveis de risco e a política monetária para o sistema; canal de risco bancário depende do grupo em que se insere o banco, com condições como o nível de capitalização e custos de monitoramento influenciando em sua magnitude.
Anafasyefa e Güntner (2014)	1991-2008	Estados Unidos	FAVAR	Relação inversa entre variável de risco pelo lado do ativo e política monetária, com retorno gradual ao <i>steady state</i> .

Fonte: Elaboração própria com base nos artigos citados.

### 3 ANÁLISE DE SÉRIES TEMPORAIS

Esta seção tratará da primeira análise empírica empreendida com a finalidade de observar a existência do canal tomada de risco bancário. Tal análise focará somente em fatos estilizados para verificar como duas variáveis representativas de choques de política monetária (Depósitos compulsórios e Taxa Básica de Juros) impactaram as variáveis de risco em relação aos ativos – provisões – ou ao passivo – ou a *Capital Adequacy Ratio*. A variável relacionada ao nível de produto está inserida dentro da metodologia VAR com o intuito de averiguar o impacto no nível de produto em relação à alteração dos níveis de risco na economia.

#### 3.1 DADOS E HIPÓTESES

A base de dados utilizada neste trabalho concerne os dados de séries temporais, compreendidos entre janeiro de 2003 e dezembro de 2014, totalizando 144 observações. Tanto o início das séries quanto o fim foram definidos pela disponibilidade dos dados. A seguir encontram-se elencadas as séries temporais analisadas:

- *Capital Adequacy Ratio* (CAR) – Também denominado como Índice de Basileia, é tratado como um indicador da solvência financeira da instituição financeira pelo lado do passivo. Este indicador é calculado tomando-se a divisão do patrimônio de referência dividido pelos ativos ponderados pelo risco. Quanto maior o valor do índice sobre o valor mínimo estabelecido pela autoridade monetária, maior o capital adicional de que o banco disporá para mitigar seus riscos. Esta variável é utilizada pelos bancos como indicador de solvência, sendo que eles se preocupam em manter o índice dentro de valores concebidos como sólidos pela autoridade monetária – no Brasil, 11%. Desta forma, este trabalho utiliza tal variável como *proxy* ao risco de *funding* incorrido pela instituição financeira. Fonte: BCB-SGS (Série 21424 – Índice de Basileia);

- Risco de Empréstimos (PROV) – Também denominada como risco incorrido pelo lado do ativo, esta variável representa o quanto os bancos esperam incorrer em perdas frente a operações de risco categorizadas como risco de nível H<sup>27</sup>. O cálculo de tal indicador remete ao trabalho de Tabak, Noronha e Cajueiro (2011), em que os autores calcularam o indicador utilizando a fórmula “Provisões para transações de crédito no setor financeiro privado” menos “Provisões para transações de crédito com risco H no setor financeiro privado”. Tal valor é então dividido por “total de transações de crédito no sistema financeiro privado”. As séries são providas pelo Banco Central do Brasil (séries 12929, 12977 e 4444). Optou-se, no presente trabalho, por alterar o indicador por outro de maior abrangência, mas com metodologia de cálculo similar. O objetivo desta alteração é englobar também as instituições financeiras públicas, uma vez que na análise subsequente a este trabalho, realizar-se-á uma decomposição dos efeitos dos riscos em relação ao controle do capital da instituição financeira. Portanto, o cálculo da variável neste trabalho é dado pela seguinte fórmula: A diferença entre “Provisões de Crédito do Sistema Financeiro Nacional” e “Provisões de Crédito referentes a operações com Risco H”, dividida pela soma entre “Saldo das Operações de Crédito das Instituições Financeiras sob Controle Público” e “Saldo das Operações de Crédito das Instituições Financeiras sob Controle Privado”. Neste trabalho, a variável atua como *proxy* para o risco de empréstimo em que as empresas financeiras incorrem. Fonte: BCB-SGS (Séries 12902, 12975, 2007 e 2043);
- Taxa básica de juros Selic (SELIC) – No Brasil, tal taxa é utilizada como o principal instrumento de política monetária sob o regime de metas de inflação. A inclusão da variável diz respeito à mensuração do quanto alterações na política monetária afetam a posição financeira das instituições financeiras. A base utilizada para a construção da série foi o valor mensal acumulado anualizado da Selic Over. Espera-se que uma queda na taxa de juros básica leve a um aumento na posição de risco

---

<sup>27</sup> De acordo com o Banco Central do Brasil, são enquadradas como nível de risco H as operações financeiras com atraso superior a 180 dias.



assumida pelos bancos. Fonte: BCB-SGS (Série 4390 – Taxa de Juros – Selic acumulada no Mês);

- Taxa de depósitos compulsórios (RR) – Outra taxa que indica um instrumento de política monetária. Alterações na mesma refletem alterações no volume de crédito passível de concessão pelas instituições financeiras. Portanto, espera-se que um aumento na taxa implique um aumento na percepção de risco por parte das instituições financeira. Para a construção desta variável, calculou-se o total das contribuições obrigatórias das instituições financeiras (Série 17633 – Recolhimentos Obrigatórios de Instituições Financeiras – Saldo Total) e dividiu-se este valor pelo total do ativo das instituições financeiras comerciais (21431 – Ativo Total Ajustado (B1B2) – Série 21431). Fonte: BCB-SGS;
- Gap do Produto (PIBGAP) – Como *proxy* à atividade econômica, este trabalho utilizou o gap do produto. Tal variável, tal como nos trabalhos de Montes e Peixoto (2012) e de Moraes et. al (2016), é calculado pela diferença entre o PIB valorizado dos últimos 12 meses e a sua tendência de longo prazo – calculada com a utilização do filtro Hendrick-Prescott. A inserção de tal variável se dá para a verificação do quanto variações na política monetária atuam indiretamente nas variáveis de risco. Fonte: BCB-SGS (Série 4190 – PIB acumulado dos últimos 12 meses – Valorizado pelo IGP-DI do mês);

Duas observações são relevantes: 1) as séries de provisões e taxa básica de juros foram ajustadas sazonalmente por meio do método de dessazonalização X13<sup>28</sup> e 2) os valores da série “gap do produto” foram transformados em logaritmos, os quais podem ser interpretados como variações relativas à base.

---

<sup>28</sup> O método de dessazonalização x13, também conhecido como programa de ajuste sazonal X-13 ARIMA-SEATS foi desenvolvido e é mantido pelo *US Census Bureau*. Esta ferramenta corrige a série temporal previamente ao ajuste sazonal. Logo, a sazonalidade estocástica é tratada anteriormente à cíclica (Ferreira, 2016). Outra vantagem é a incorporação dos testes de normalidade (Shapiro-Wilk) e autocorrelação (Ljung-Box) à análise.

O comportamento das séries ajustadas se encontra ilustrado abaixo:

TABELA 1 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS SÉRIES DE TEMPO

	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo	DP*
CAR	14,96	16,51	17,21	17,14	17,72	19,01	0,8978
PROV	0,02166	0,02431	0,02722	0,2790	0,03060	0,03980	0,0043
SELIC	0,5594	0,7938	0,9224	1,0240	1,2240	2,1410	0,3373
RR	0,06718	0,08164	0,10053	0,09802	0,10767	0,13605	0,0166
PIBGAP	0,969	0,995	1,000	1,000	1,0006	1,022	0,0097

Fonte: Elaboração própria, com base na saída do *software* R 3.1.2

\*DP = Desvio Padrão

Estas séries foram escolhidas por possuírem a capacidade de retratar a existência da tomada de risco bancário: duas das variáveis mensuram a resposta das instituições financeiras em relação ao risco (em relação ao ativo e ao passivo), enquanto duas retratam os choques que caracterizam a política monetária (sendo um instrumento principal e um secundário) e uma quinta mostra como esta transmissão afeta o lado real da economia.

Conforme preconizado pela teoria do canal de tomada de risco bancário, choques na política monetária<sup>29</sup> fazem com que as instituições financeiras assumam menos riscos. A recíproca também se faz verdadeira: uma política monetária expansionista faz com que as instituições financeiras assumam mais riscos. Em suma, espera-se uma relação positiva entre as variáveis associadas à política monetária e as variáveis associadas ao risco, tanto pelo lado do ativo quanto pelo lado do passivo. Desta forma, dado o fato de que um aumento no volume de provisões e do colchão de capital é inversamente relacionado ao volume de riscos (Montes e Peixoto, 2014; Moraes et. al, 2016), espera-se que tais variáveis sejam diretamente relacionadas aos instrumentos de política monetária.

Outra hipótese formulada por este trabalho diz respeito à natureza pró-cíclica da atividade bancária: teoriza-se que um aumento no produto leve a uma redução nas variáveis relacionadas ao risco, o que significa uma maior disposição em assumir riscos, conforme trabalhos empíricos anteriores (Moraes et. al, 2016; Montes e Peixoto, 2012), bem como pela análise teórica

<sup>29</sup> Dentro da análise de impulso resposta, um choque nas variáveis SELIC e RR implicam uma contração na política monetária.

apresentada por Tabak et. al (2011). Isso ocorreria porque em um cenário de política monetária expansionista, haveria um incremento do produto, o que indiretamente reduziria a percepção de risco das instituições bancárias.

Por fim, espera-se que a relação dentre as provisões e o CAR seja positiva, em consonância com a literatura empírica que se utilizou de mais de uma variável de risco em um modelo macroeconômico (Buch, 2010; Moraes et. al, 2016). Tal visão, em um primeiro momento, parece contraintuitiva – em decorrência do fato de que um aumento no valor das provisões reduz o capital disponível para o aumento da variável CAR. Entretanto, ambas as variáveis refletem o risco que a instituição financeira está disposta a incorrer e, portanto, estão correlacionadas positivamente, em consonância com Moraes et. al (2016).

### 3.2 METODOLOGIA

Todas as variáveis dentro de um sistema VAR são tratadas como endógenas e simétricas e são dependentes de suas realizações passadas, bem como das realizações passadas e presente de todas as outras variáveis. Tais realizações são limitadas pela quantidade de defasagens definidas pelo pesquisador, e quanto maior este valor, maior a ordem do VAR. Todas as variáveis foram, portanto, tratadas como endógenas. Doravante, como definido por Sims (1980), o sistema VAR assume a seguinte forma funcional:

$$Y_t = c + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

Na equação acima,  $\Pi_i$  indica as matrizes de coeficientes ( $n \times n$ ), em que  $\varepsilon_t$  é um ruído branco ( $n \times 1$ ) com  $E(\varepsilon_t) = 0$  e matriz de covariância  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ . Destaca-se também que  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de variáveis indicando uma série temporal. O número de defasagens é dado por  $p$ . Cada equação é estimada pelo método OLS (*Ordinary Least Squares*).

Os termos de erros em um modelo VAR são assumidos como serialmente não correlacionados, bem como devem possuir variância e média

constantes. Em suma, pressupõe-se a estacionariedade do modelo<sup>30</sup>. Foram realizados cinco testes para verificar a condição de estacionariedade das séries<sup>31</sup>.

Desta forma, certos procedimentos são necessários para a determinação do fenômeno vinculado à existência de raiz unitária. Em primeiro lugar, todas as séries foram testadas pelo método x13 para verificação da presença de sazonalidade. Após esta etapa, as séries foram submetidas aos referidos testes de raiz unitária, bem como ao teste de Mann-Kendall para verificação da existência de tendência determinística. Com a informação por eles provida, procedeu-se à remoção da tendência pela aplicação do filtro Hodrick-Prescott. Em seguida, utilizou-se o teste de flutuação empírica para a verificação da presença de quebras estruturais<sup>32</sup>. Por fim, tais séries foram novamente submetidas aos testes de raiz unitária, para verificar se a remoção da tendência determinística seria suficiente para tornar as séries estacionárias. Os testes de raiz unitária encontram-se na tabela 2:

---

<sup>30</sup> A alternativa para uma modelagem de séries temporais com mais de uma variável seria a utilização de um vetor de correção de erros (VECM), conforme preconizado por Engle e Granger (1987), a qual traria uma relação de longo prazo entre as variáveis. Todavia, para a realização de tal análise, é necessário que todas as variáveis dentro do modelo sejam integradas de ordem 1, o que não ocorreu para a variável do Gap do Produto, a qual se mostrou estacionária em nível.

<sup>31</sup> Os cinco testes realizados foram: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillip Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), Elliott, Rothenberg e Stock (ERS) e Zivot-Andrews (ZA). Todos os testes assumem a hipótese nula de raiz unitária, com exceção do teste KPSS, em que o pressuposto é o contrário.

<sup>32</sup> Conforme Brown e Durbin (1975), a estabilidade dos parâmetros é dada pela soma cumulativa dos resíduos normalizados com relação a uma equação que tenha a capacidade de descrever o processo de maneira adequada. Zeileis et. al (2002) afirmam que a hipótese nula é a de ausência de quebra estrutural, o que implica que, se a flutuação ultrapassar as bandas inferior ou superior estipuladas para a oscilação do processo, há evidência de quebra estrutural.

TABELA 2 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA<sup>33</sup>

	ADF	PP	KPSS	ERS	ZA
CAR	-0,1593	-2,6508***	1,2621***	-2,3305**	-5,3788***
HPCAR	-4,2336***	-4,3141***	0,0497	0,0349**	-5,1140***
PROV	-1,6239*	-2,1707***	1,8007***	0,0305**	-4,7869***
HPPROV	-2,8533**	-3,0337***	0,0534	-4,2369***	-3,7137***
SELIC	-3,2923***	-2,4665***	2,1673***	-0,6979***	-3,1028***
HPSELIC	-2,6332***	-3,0345***	0,0464	-4,4036***	-3,3897***
RR	-1,2094**	-1,6038***	1,0519***	-0,6179	-2,4237***
HPRR	-3,3028***	-3,117***	0,0732	-2,6014**	-4,0673***
PIBGAP	-0,2008***	-2,6311***	0,0624	-2,4528***	-3,7911***

Observação: Nível de Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

As próximas subseções detalharão os procedimentos acima descritos para cada uma das variáveis de interesse.

### 3.2.1 Capital Adequacy Ratio (CAR)

Tradicionalmente, esta variável representa o nível de solvência das instituições bancárias: quanto maior o valor de seu índice, mais a instituição financeira dispõe de um colchão de capital para tomar mais riscos. Seu cálculo se dá pela soma entre o chamado *Tier One Capital* e o *Tier Two Capital*<sup>34</sup>, divididos pelo total ponderado dos ativos da empresa de acordo com o risco das operações. Uma vez que este capital garante proteção aos credores para com o banco, um aumento no valor do CAR aumenta o grau de confiabilidade do mesmo, reduzindo os riscos da instituição financeira. Da mesma forma, enquanto o risco individual diminui quando do aumento da variável, o risco sistêmico aumenta: dicotomicamente, o aumento da capacidade de tomar riscos faz com que as instituições financeiras em conjunto aumentem operações que são mais arriscadas. Doravante, tal variável também tem a capacidade de ser um inverso do reflexo do risco tomado pela instituição financeira. Dado que este colchão de capital está inserido dentro do patrimônio

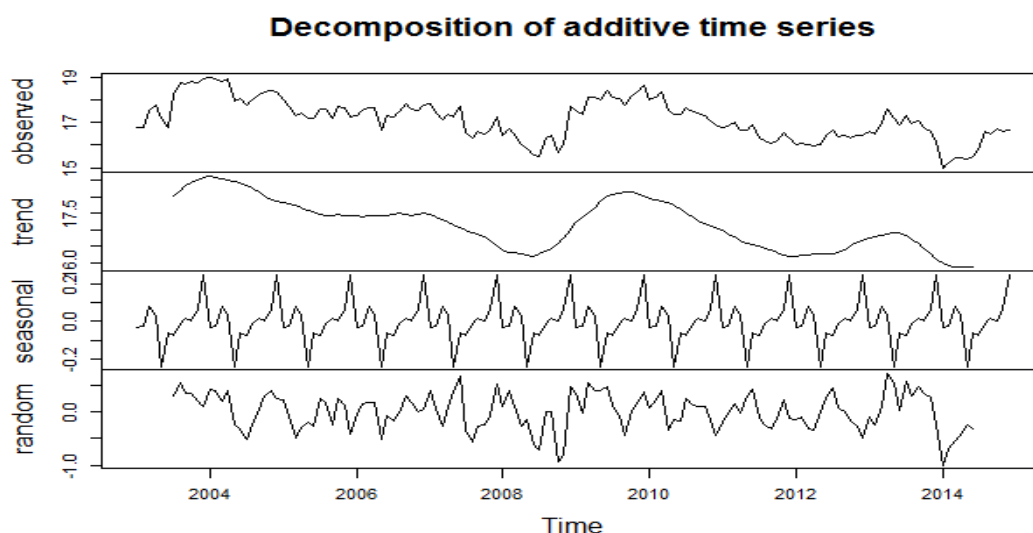
<sup>33</sup> As variáveis aqui mencionadas com a sigla HP em sua frente passaram pela transformação de remoção da tendência determinística de longo prazo.

<sup>34</sup> A definição de *Tier One Capital* diz respeito ao capital imediatamente disponível pelo banco para absorver perdas sem, contudo, torna-lo inoperante. O *Tier Two Capital* é o “colchão” de capital disponível em caso de liquidação do banco. Este, portanto, provê um menor grau de proteção aos depositantes e credores, pois somente é utilizado quando o *Tier One Capital* for liquidado.

líquido, o CAR retrata a resposta das instituições financeiras no lado do passivo: seu cômputo diz respeito ao capital que as mesmas dispõem em caso de estresse no sistema financeiro. Espera-se uma relação positiva com a outra variável atrelada ao risco (provisões). De acordo com Moraes et. al (2016), embora o valor das provisões diminua a quantidade de capital disponível para a contribuição do CAR, ambas as variáveis denotam risco, risco de crédito e risco de solvência.

A análise da variável inicia-se por sua análise gráfica, e sua trajetória encontra-se ilustrada na figura abaixo:

FIGURA 1 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL CAR EM NÍVEL

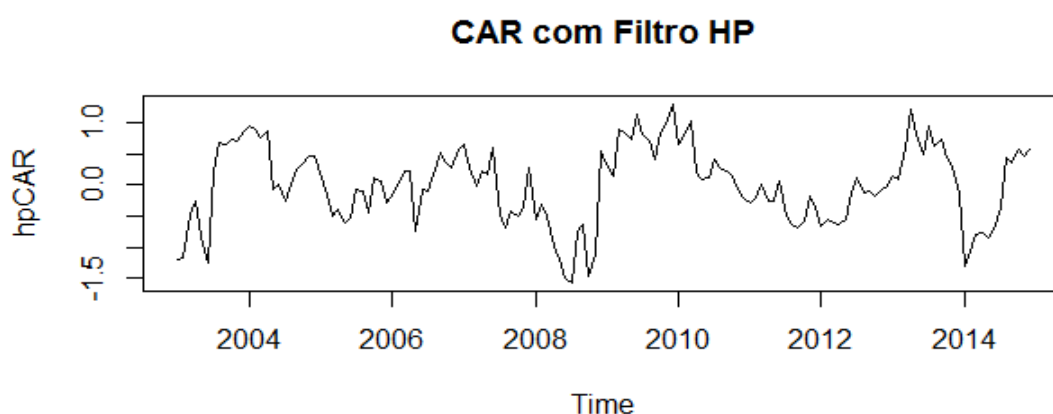


Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Percebeu-se, por meio da análise das séries temporais presentes na figura 1 que a variável CAR não é estacionária em nível. Somente pelo gráfico de evolução, a média da variável não parece oscilar muito, ao contrário da variância, que se altera durante o período inteiro da série. Após a dessazonalização pelo método x13, é factível que a série não apresentou alteração no seu comportamento. Os testes de raiz unitária – expostos na tabela 2 – apresentaram resultados diversos, mas a favor da presença da raiz unitária: enquanto o teste ADF e o KPSS conformaram a não-estacionariedade, os testes PP e ERS rejeitaram a hipótese nula nos níveis de significância de 5% e 10% respectivamente.

Após a remoção da tendência de longo prazo com a utilização do filtro HP, a série apresentou características de estacionariedade, como demonstram os testes de raiz unitária apresentados na tabela 1. A figura 2 ilustra a trajetória da variável após a aplicação do filtro HP:

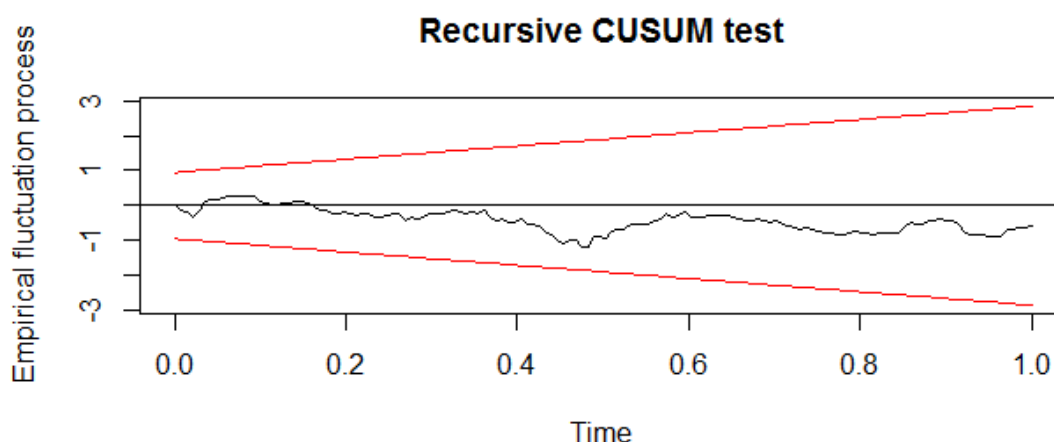
FIGURA 2 – VARIÁVEL CAR APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Realizou-se também o teste de flutuação empírica para a verificação da existência de uma quebra estrutural ao longo da série de tempo. Os resultados apontaram que tal resultado não foi verificado, corroborando o teste de raiz unitária de Zivot-Andrews, conforme apresentado na figura 3:

FIGURA 3 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL CAR



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Por meio da análise gráfica após a remoção da tendência de longo prazo, bem como por meio da análise dos testes de raiz unitária, pode-se afirmar que a série apresenta característica de estacionariedade – todos os testes rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária a 1% de significância, com exceção do teste ERS, o qual rejeitou com 5%.

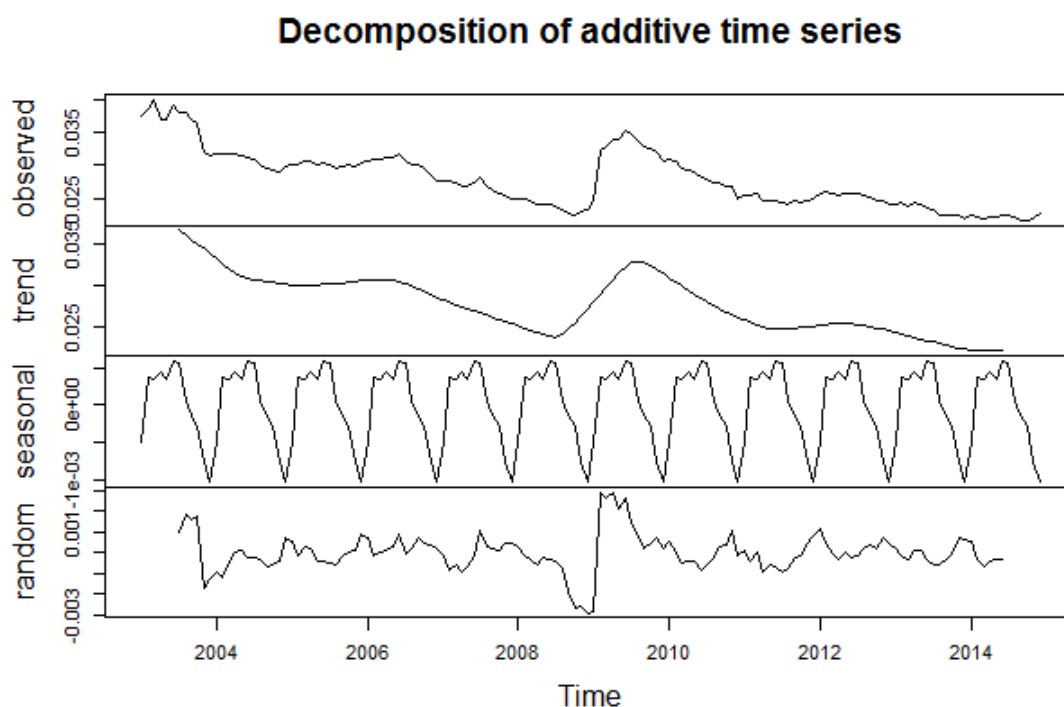
### 3.2.2. Provisões (PROV)

Tal variável representa o quanto as instituições financeiras – incluindo as instituições públicas – provisionaram tendo em vista o não pagamento das dívidas de seus credores. Portanto, utilizou-se para a construção desta variável as operações cujo atraso supera 180 dias, as chamadas operações de risco H. Portanto, quanto maior o nível da variável, menores os riscos que a instituição financeira assume, uma vez que a instituição financeira utiliza-se das provisões como uma forma de se proteger em relação a operações insolventes. Como estas operações estão do lado do ativo da empresa, esta medida de risco mostra em quanto de risco deste lado do balanço a mesma está disposta a incorrer.

A análise da variável inicia-se pela verificação de sua trajetória, a qual é ilustrada pela figura 4:



FIGURA 4 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PROV EM NÍVEL



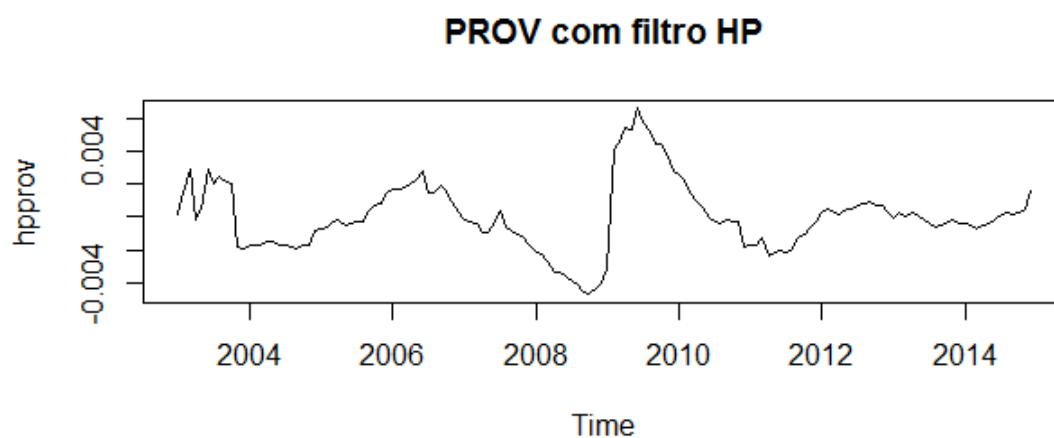
Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

A análise da série temporal mostra que houve um aumento das provisões no fim de 2008, o que mostra que as instituições financeiras se protegeram da crise aumentando seu volume de provisões, sinalizando que quando de uma crise sistêmica, a mitigação de riscos é refletida na variável.

Por meio da análise gráfica, percebe-se claramente a não-estacionariedade da variável. Em primeiro lugar, há uma tendência decrescente até 2008, e outra tendência verificável após este período. Em segundo lugar, conforme exposto na tabela 2, os testes de raiz unitária apontaram para a não estacionariedade da série ao nível de 10% para os testes ADF e ERS, bem como o teste KPSS, o qual apontou a presença de raiz unitária.

Portanto, procedeu-se à remoção da mesma com a aplicação do filtro HP. Com a posterior aplicação dos testes de estacionariedade, as séries apresentaram características de estacionariedade, conforme pode ser visualizado na figura 5:

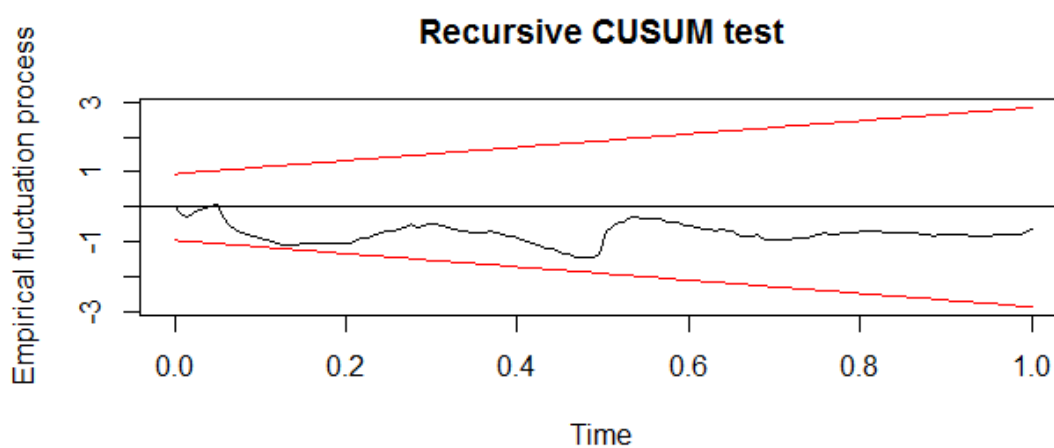
FIGURA 5 – VARIÁVEL PROV APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

O teste de flutuação empírica da variável relacionada às provisões também apresentou que não houve quebra estrutural ao longo da série de tempo, conforme mostra a figura 6:

FIGURA 6 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL PROV



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Os testes de estacionariedade apontaram para a ausência de raiz unitária: o teste ADF apresentou como resultado a rejeição da hipótese nula ao

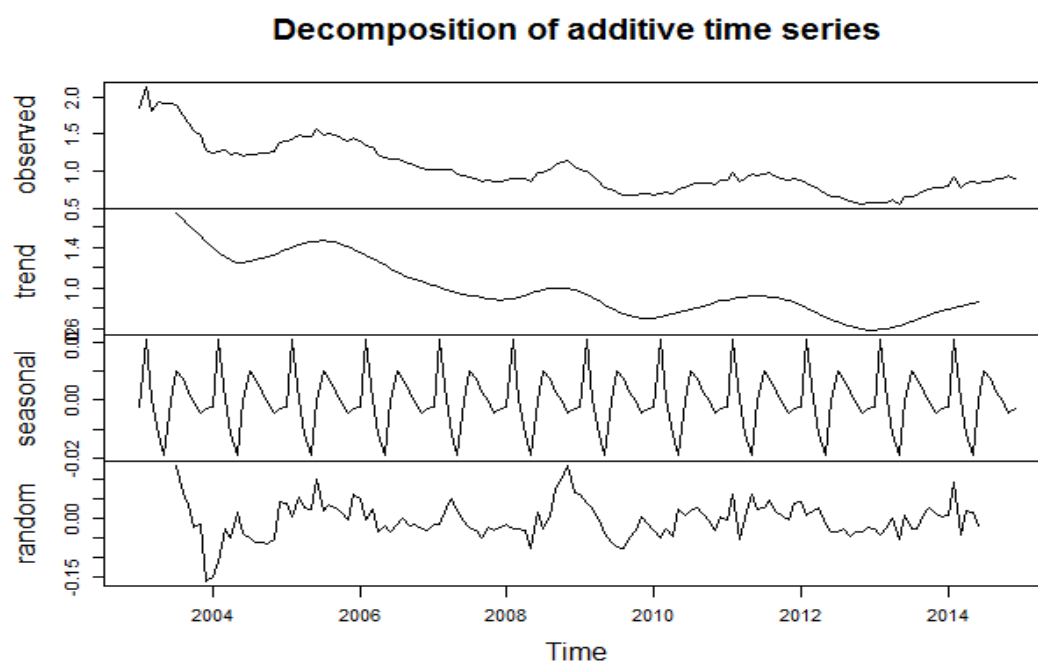
nível de 10%, enquanto o teste ERS rejeitou a 5%, o PP rejeitou a 1% e o KPSS não rejeitou a hipótese nula de estacionariedade. Portanto, a série a ser utilizada na análise será a série de provisões ajustada pela remoção da tendência.

### 3.2.3 Taxa básica de juros (SELIC)

A taxa básica de juros é o principal instrumento de política monetário empregado pela autoridade monetária. A variável aqui representa a sua realização efetiva, uma vez que seus valores – aqui em termos mensais – são calculados diariamente, a partir dos valores que são tomados como base para o financiamento interbancário. Tal taxa é formada pelas forças de oferta e demanda de títulos públicos, de forma que quanto mais investidores compram títulos públicos, menor é o valor da Selic Over – o que torna implícito que o valor desta taxa de juros nada mais é do que a preferência pela liquidez das instituições financeiras: quanto maior a preferência pela retenção de dinheiro, maior é a taxa. Tal taxa, contudo, não é totalmente formada por interações de mercado, pois em cada reunião do Comitê de Política Monetária (COPOM), uma meta para seu valor é definida. A partir das interações entre as instituições financeiras, e em função da credibilidade da autoridade monetária, o valor da Selic Over converge para o valor da Selic Meta. Este trabalho utiliza a Selic Over como impulso para a resposta das variáveis de risco, em função do acompanhamento instantâneo que as instituições possuem para tomar suas decisões em relação à Selic – a Selic Over oscila em torno da meta, mas esta está mais sujeita a alterações de curto prazo que podem impactar decisões de alocação de portfólio.

Em primeiro lugar, realizou-se a dessazonalização pelo método x13. Após esta etapa, obteve-se a trajetória da série temporal e de seus componentes, como pode ser verificado na figura 7:

FIGURA 7 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL SELIC EM NÍVEL

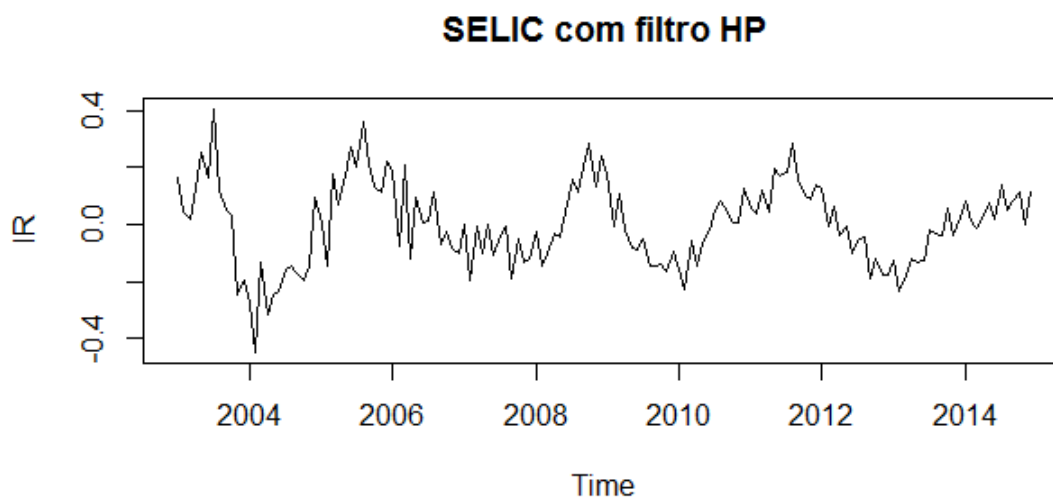


Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Por meio da análise visual da série, percebe-se que a mesma não segue um processo estacionário. Contudo, é perceptível também que há uma tendência decrescente na variável em nível, o que indica que a remoção do processo possa remover a raiz unitária da série. Os testes de raiz unitária, com exceção do teste KPSS, apontaram que a série é estacionária. Contudo, faz-se necessário o tratamento da série, dado que a tendência determinística é visualmente evidente.

Logo, realizou-se a remoção da tendência por meio do filtro HP, resultando na série temporal exposta pela figura 8:

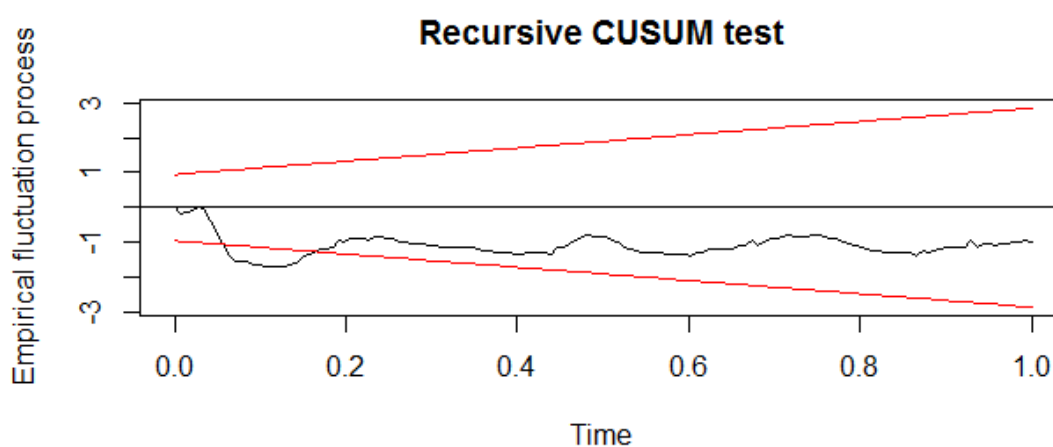
FIGURA 8 – VARIÁVEL SELIC APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Por fim, também foi realizado o teste de flutuação empírica para a variável Selic. O teste apontou a presença de uma quebra estrutural no início do período representado pela série. Entretanto, o teste de Zivot-Andrews, exposto na tabela 2, demonstrou que mesmo sob a presença da quebra, a série ainda apresenta a característica de estacionariedade. A figura 9 expõe o comportamento da flutuação empírica:

FIGURA 9 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL SELIC



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

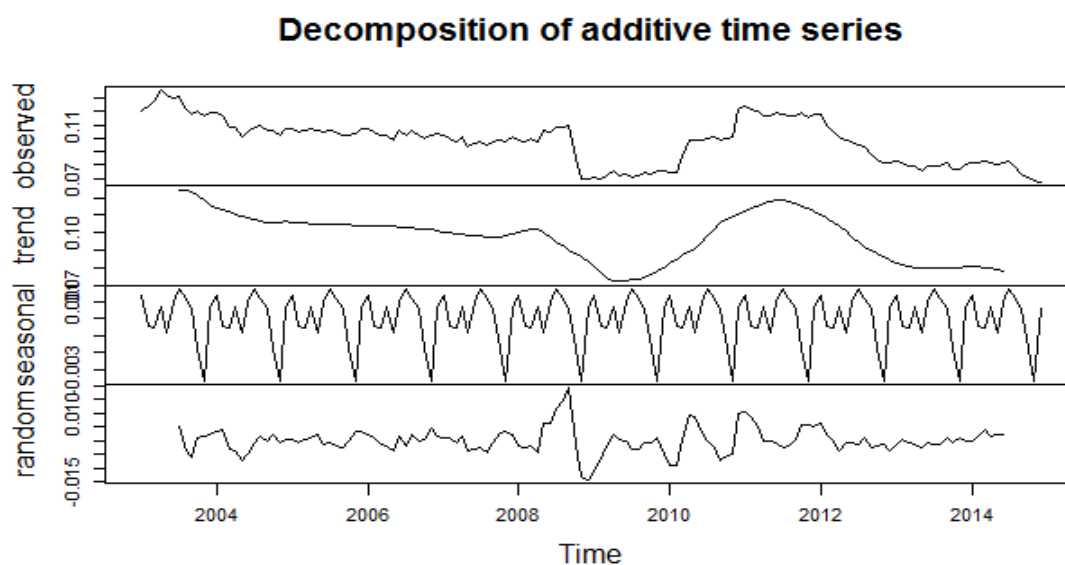
Dado que a flutuação acima da banda estipulada é baixa e não é perene, e também que, de acordo com os testes de raiz unitária mostrados na tabela 2, é estacionária ao nível de 1%, optou-se pela utilização da série temporal sem a tendência de longo prazo

#### 3.2.4 Depósitos Compulsórios (RR)

Esta variável representa um instrumento secundário da política monetária, e possui um impacto menor sobre o volume de crédito e sobre a propensão das instituições financeiras em assumir riscos. Um aumento desta variável denota uma menor quantidade de recursos disponíveis, o que faz com que aumente a percepção dos riscos da instituição financeira. Contudo, o valor provisionado para tal variável se apresenta como um *trade-off* em relação às outras variáveis de risco – provisões e *capital adequacy ratio*. Doravante, espera-se uma relação positiva entre esta variável e as variáveis de risco.

A análise da variável se inicia com a verificação da presença de raiz unitária em nível. Percebe-se, por meio da análise gráfica da série, que é possível que haja uma tendência determinística ou estocástica, conforme pode ser verificado pela figura 10:

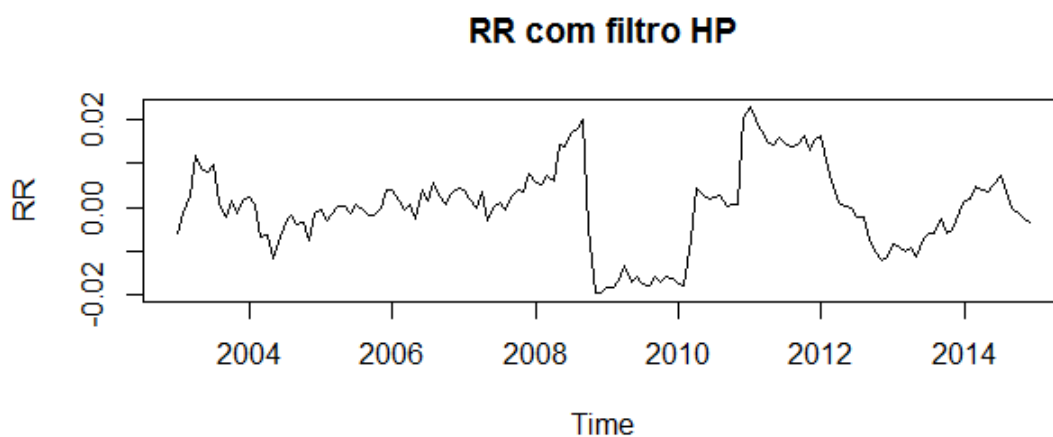
FIGURA 10 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL RR EM NÍVEL



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Procedeu-se à utilização dos testes de raiz unitária: enquanto os testes de PP e ADF apontaram estacionariedade (aos níveis de 1% e 5%, respectivamente), o teste KPSS e o teste ERS apontaram presença de raiz unitária. Logo, procedeu-se à verificação da presença de tendência determinística, com a utilização do filtro HP, cuja transformação resultou na seguinte série:

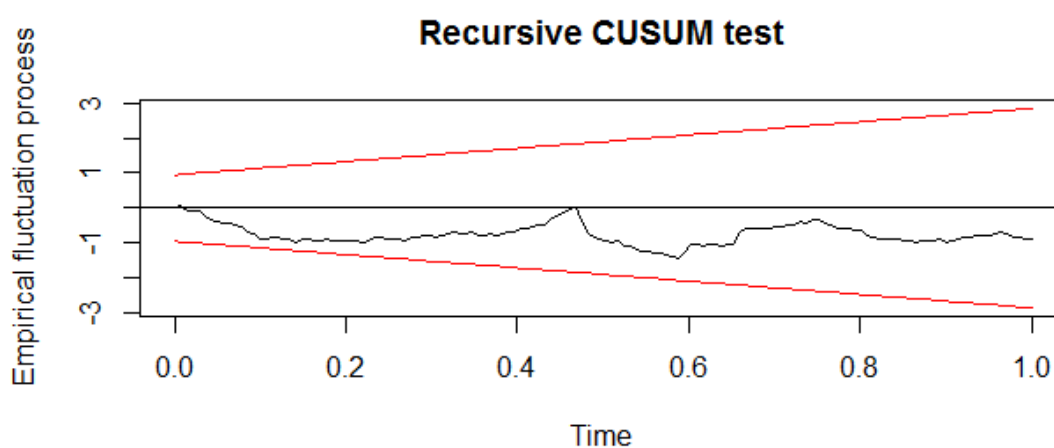
FIGURA 11 – VARIÁVEL RR APÓS FILTRO HENDRICK-PRESCOTT



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Após tal transformação, a série apresentou estacionariedade por meio da análise de todos os testes – todos os testes rejeitaram a hipótese de raiz unitária ao nível de 1%, com exceção do teste ERS, o qual rejeitou somente ao nível de 5%. Além deste fato, tal série não apresentou evidência de quebra estrutural, de acordo com o teste de flutuação empírica, conforme exposto na figura 12:

FIGURA 12 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL RR



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Doravante, optou-se pela utilização da série ilustrada acima para a análise de séries temporais.

### 3.2.5 GAP do produto (PIBGAP)

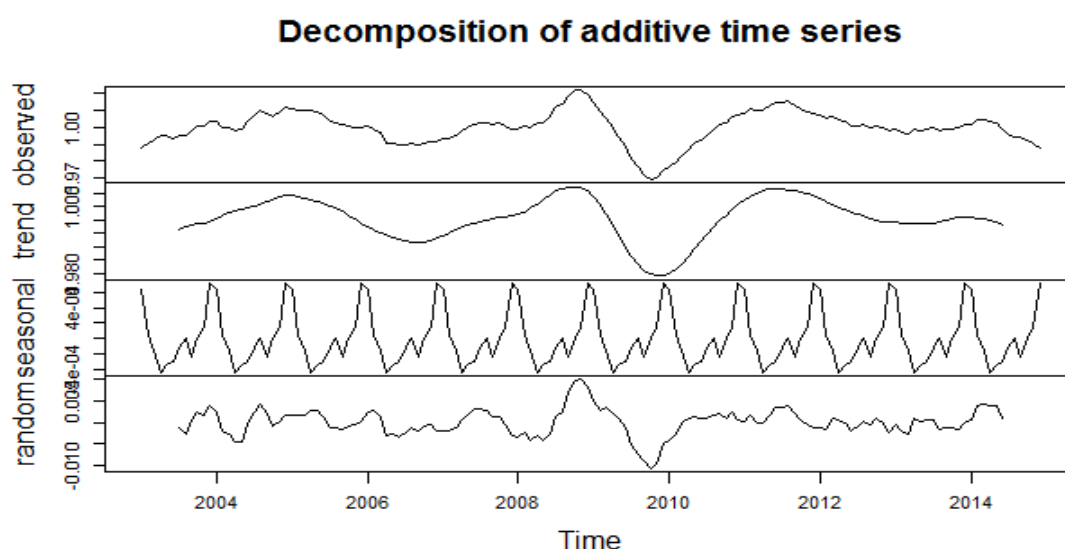
Esta variável representa a variação na produção nacional ao longo do ano. Como a trajetória da variável é representada por uma simples tendência quase linear, o cálculo da mesma passou pela remoção da tendência de longo prazo por meio do filtro HP, resultando na série denominada por GAP do produto (ou seja, a diferença entre a realização final na produção e o produto potencial). Esta variável foi incluída no modelo com o intuito de servir de ponte entre o lado monetário e o lado real da economia: alterações no produto



alteram o portfólio de risco dos bancos, levando-se em consideração a relação inversa entre a política monetária e o valor total da produção.

Como a série já havia sido submetida ao filtro HP, não se fez necessária nova remoção de tendência. Logo, após a verificação de que a série não exibia sazonalidade pelo filtro x-13, procedeu-se aos testes de raiz unitária. Todos os testes de raiz unitária confirmaram a estacionariedade da série. As estatísticas descritivas da série, bem como a análise gráfica demonstram que a série oscila em torno de 1, sem apresentar desvios incongruentes, conforme apresentado na figura 13:

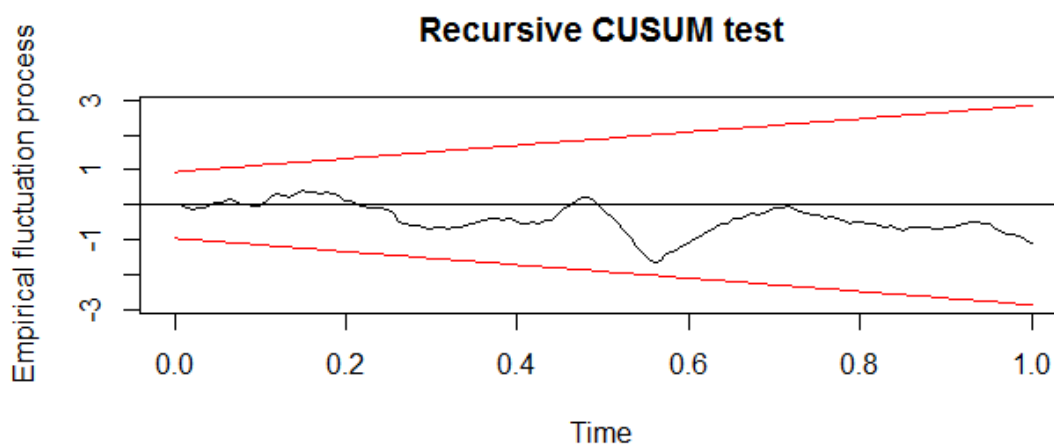
FIGURA 13 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÁVEL PIBGAP EM NÍVEL



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

A série também não apresentou quebra estrutural de acordo com o teste de flutuação empírica, conforme exposto na figura 14:

FIGURA 14 – TESTE DE FLUTUAÇÃO EMPÍRICA DA VARIÁVEL PIBGAP



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

Portanto, optou-se pela utilização da série temporal em nível, uma vez que a mesma apresentou estacionariedade desta forma.

### 3.3 RESULTADOS

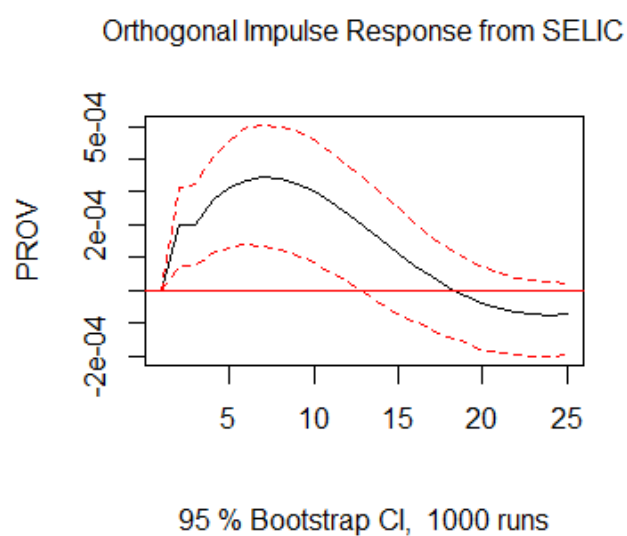
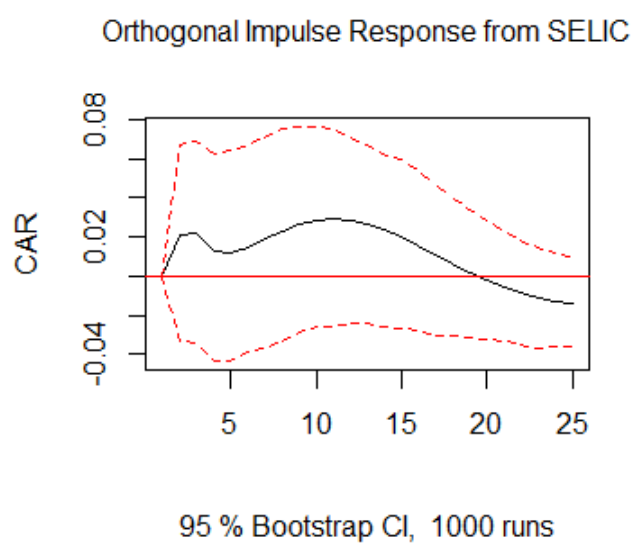
A estimação do vetor autorregressivo, portanto, deu-se com as variáveis – com exceção do Gap do Produto – transformadas pela remoção de sua tendência de longo prazo. Foram utilizadas duas defasagens de acordo com o critério bayesiano de Schwarz (BIC).

Após a estimação dos vetores autorregressivos, faz-se necessária a estimação de funções impulso-resposta para averiguar o impacto das variáveis<sup>35</sup>. Em segundo lugar, a decomposição da variância é igualmente importante para verificar a durabilidade dos choques da política monetária. O teste de causalidade de Granger apontou, em ordem de endogeneidade das variáveis, a seguinte ordenação, da variável mais endógena para a mais exógena: PROV, CAR, SELIC, PIB e RR.

<sup>35</sup> A inovação na variável de impulso se dá por meio do impacto de um desvio padrão na variável de resposta.

Ordenando-se em função das hipóteses elencadas na seção 4.1, estimou-se a resposta das variáveis de risco frente a uma alteração na variável da política monetária, resultando nas seguintes funções:

FIGURA 15 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO\* EM SELIC EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO



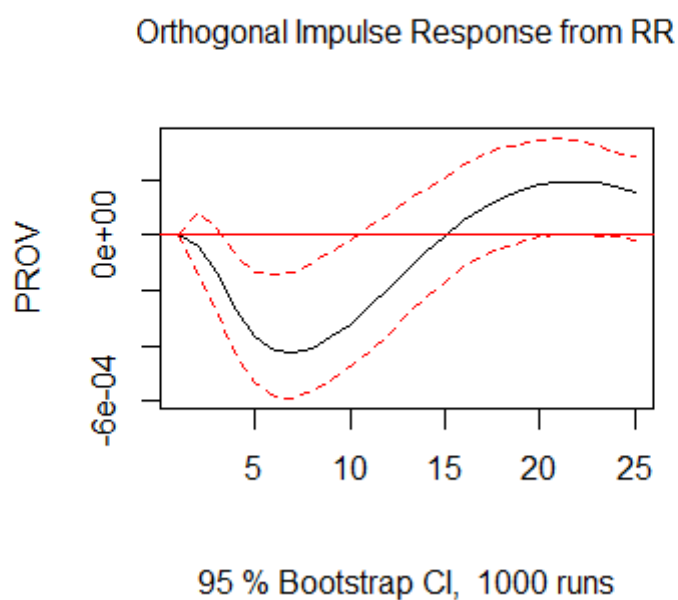
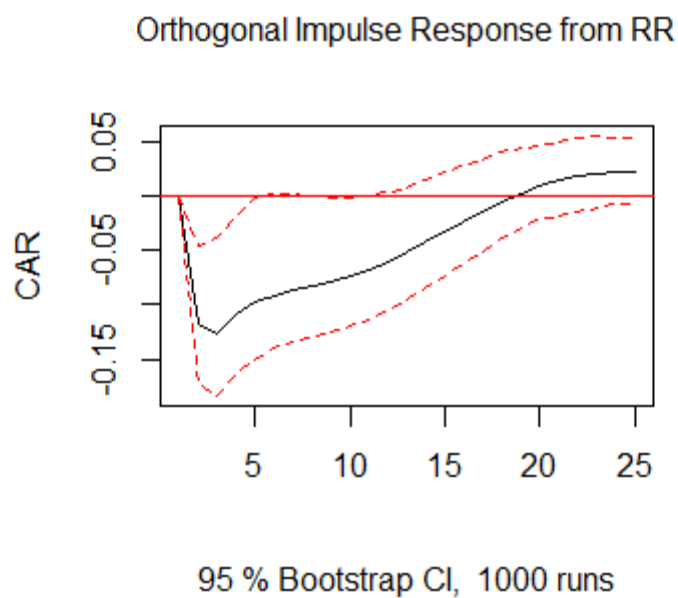
Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

\* Desvio Padrão igual a 0,1320

Os resultados sugerem que alterações na taxa básica de juros possuem o efeito esperado em relação às variáveis de risco: um choque contracionista faz com que as instituições financeiras aumentem tanto a variável PROV quanto CAR. Uma vez que aqui se considera que o risco é inversamente relacionado a tais variáveis, em consonância com os trabalhos de Moraes et. al (2016) e Montes e Peixoto (2012), pôde-se notar que o canal de risco bancário foi operante durante o período no Brasil. A relação positiva entre as variáveis pode ser interpretada como o resultado de assimetrias de informação, as quais surgem quando ocorre uma alteração na política monetária.

Nota-se também pela análise que o efeito de um choque na taxa básica de juros foi ínfimo na alteração das provisões dos bancos em comparação com alterações na variável CAR, o que sugere que alterações na composição patrimonial são mais proeminentes do que alterações na composição do ativo em relação aos riscos apresentados pelas instituições financeiras: a reação a uma política monetária contracionista, neste caso, é mais no sentido de aumentar o capital que pode ser traduzido em credibilidade quando da necessidade de captar recursos no mercado interbancário do que em aumentar a provisão contra empréstimos que não seriam repagos. A figura a seguir mostra a curva de reação a uma política monetária contracionista com um aumento das reservas bancárias:

FIGURA 16 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO\* EM RR  
EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO

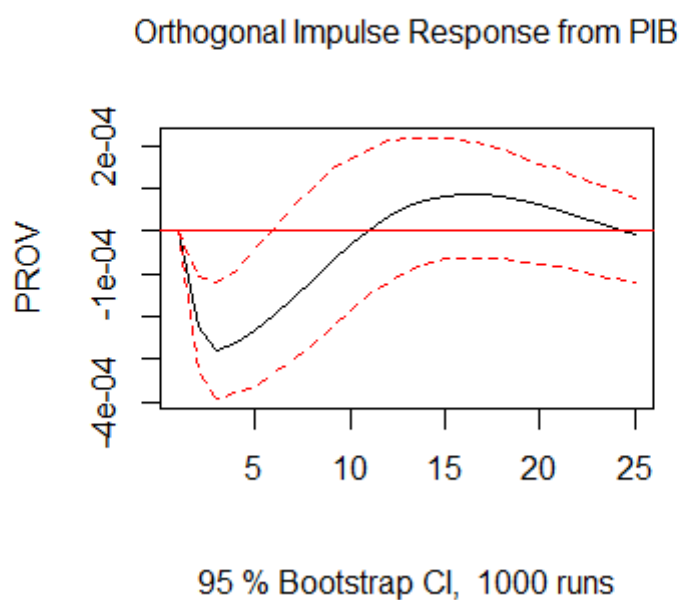
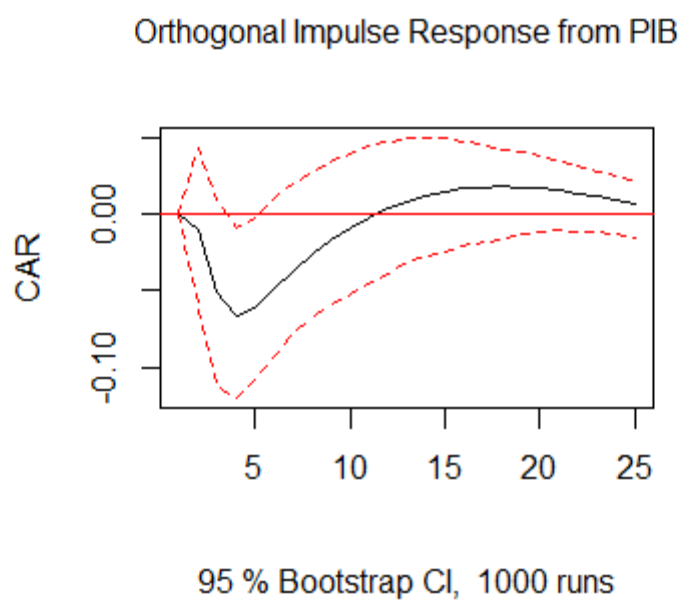


Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB  
\* Desvio Padrão igual a 0,0095

Os resultados em relação aos depósitos compulsórios são contrários à teoria do canal do risco bancário: quando há um aumento no valor das reservas compulsórias há também uma queda nas variáveis inversamente associadas ao risco, bem como quando a política monetária é expansionista, há um aumento nas variáveis inversamente associadas ao risco. Uma explicação alternativa para a relação inversa entre as variáveis diz respeito ao *trade-off* existente entre os recursos que poderiam compor o risco e as reservas requeridas pelo Banco Central. Da mesma forma que na análise anterior, constatou-se que o efeito sobre o colchão de capital foi muito mais significativo do que o efeito sobre as provisões, o que denota que o impacto da política monetária sobre o patrimônio das empresas é muito maior do que o impacto sobre suas provisões para operações de crédito classificadas como o maior grau possível de risco.

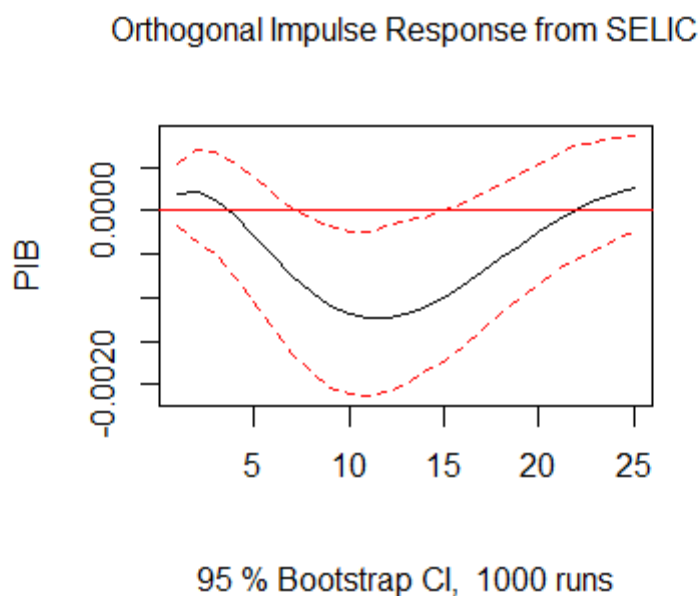
Passa-se agora à análise da segunda hipótese: a da relação inversa existente entre as variáveis de risco e o produto, cujas relações podem ser estabelecidas pelas figuras 17 e 18:

FIGURA 17 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO\* EM PIBGAP EM RELAÇÃO A VARIÁVEIS DE RISCO



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB  
 \* Desvio Padrão igual a 0,0097

FIGURA 18 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO\* EM SELIC EM RELAÇÃO AO PRODUTO



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

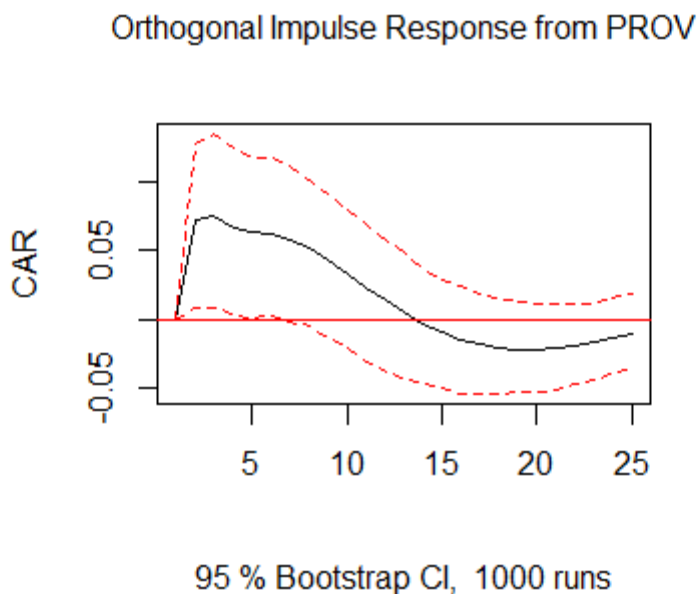
\*Desvio Padrão igual a 0,1321

Todas as relações elencadas nas hipóteses foram observadas pelas funções impulso-resposta: a relação negativa entre a política monetária e o produto embasa a relação negativa entre o produto e as variáveis de risco: um choque positivo no produto faz com que haja uma queda nas variáveis relacionadas ao risco. Um ambiente macroeconômico com maiores perspectivas de crescimento faz com que as instituições financeiras tanto provisionem menos contra devedores duvidosos quanto reduzem seu colchão de capital com o fim de disponibilizar maior volume de recursos para o mercado.

Por fim, analisa-se a relação entre as variáveis de risco. Espera-se uma relação positiva entre as variáveis.



FIGURA 19 – FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA DE UMA INOVAÇÃO\* EM PROV EM RELAÇÃO A CAR



Fonte: Elaboração própria com base em dados disponíveis em BCB

\* Desvio Padrão igual a 0,0021

As funções de impulso resposta cima apresentadas estão expostas da maneira de maneira a elucidar a relação entre os choques das variáveis de impulso, sendo que a intensidade do impacto é marginal à análise. Não obstante, estão expostas no apêndice A as funções de impulso resposta comparadas em relação à magnitude da resposta de cada choque.

As variáveis de risco que representam os riscos associados ao patrimônio das instituições financeiras, bem como ao ativo, são relacionados positivamente, ou seja, reforçam-se mutuamente. Logo, um aumento no colchão da capital é acompanhado por um aumento nas provisões contra devedores duvidosos. Observa-se que, pelo menos no curto prazo, não há evidência de um *trade-off* entre as variáveis CAR e PROV, como poderia ser esperado em função da restrição de liquidez que pode acompanhar um choque contracionista na política monetária. Conforme elucidado anteriormente, como ambas as variáveis são *proxies* para o risco assumido pelas instituições financeiras, o aumento em uma variável tende a reforçar o aumento na outra.

As figuras 14 e 15 mostram a decomposição da variância para um horizonte do erro de previsão de 48 meses. As variáveis decompostas foram as variáveis de risco, com o intuito de verificar o impacto que os instrumentos de política monetária tiveram em relação às variáveis em um prazo maior:

TABELA 3 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL CAR

Mês	CAR	PROV	SELIC	PIB	RR
3	0,822717	0,043413	0,003629	0,010892	0,119350
6	0,698326	0,072278	0,004423	0,040953	0,184020
9	0,639115	0,086889	0,008316	0,043369	0,222311
12	0,611046	0,087015	0,014370	0,041300	0,246268
15	0,599989	0,085261	0,018276	0,041461	0,255014
18	0,595645	0,086999	0,019112	0,043517	0,254727
21	0,591742	0,089951	0,019092	0,045445	0,253770
24	0,587465	0,091368	0,019859	0,046194	0,255114
27	0,584273	0,091284	0,021176	0,046139	0,257128
30	0,582695	0,091036	0,022173	0,046007	0,258089
33	0,820420	0,091287	0,022541	0,046071	0,258059
36	0,581543	0,091778	0,022562	0,046207	0,257910
39	0,580993	0,092091	0,022573	0,046267	0,258076
42	0,580546	0,092147	0,022662	0,462507	0,258393
45	0,580308	0,092111	0,022757	0,046229	0,258596
48	0,580216	0,092113	0,022799	0,046238	0,258634

Fonte: Elaboração Própria, com base na saída do software R 3.1.2

TABELA 4 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA PARA A VARIÁVEL PROV

Mês	CAR	PROV	SELIC	PIB	RR
3	0,005304	0,816027	0,062962	0,100695	0,015012
6	0,019189	0,542786	0,151537	0,119842	0,166646
9	0,029961	0,399126	0,209498	0,098758	0,262657
12	0,034620	0,355112	0,239634	0,086935	0,283698
15	0,034441	0,359989	0,245428	0,086196	0,273945
18	0,033328	0,372318	0,236954	0,087741	0,269660
21	0,034043	0,372299	0,227668	0,086445	0,279545
24	0,036096	0,364363	0,223330	0,083839	0,292373
27	0,037841	0,358149	0,222333	0,082584	0,299093
30	0,038545	0,356600	0,221935	0,083054	0,083054
33	0,038542	0,357211	0,221244	0,084019	0,298984
36	0,038433	0,357302	0,220681	0,084484	0,299100
39	0,038466	0,356517	0,220583	0,084420	0,300015
42	0,038563	0,355758	0,220757	0,084247	0,300675
45	0,038612	0,355540	0,220875	0,084209	0,300764
48	0,038605	0,355656	0,220835	0,084261	0,300643

Fonte: Elaboração Própria, com base na saída do software R 3.1.2

A decomposição da variância da variável CAR mostrou que, em um horizonte temporal de dois anos, as variáveis que mais apresentaram impacto em sua composição foram os depósitos compulsórios e as provisões. Tal prognóstico se mostra consistente com as funções de impulso-resposta, uma vez que a variável em análise foi mais impactada pelo por RR e por PROV em detrimento de um choque na política monetária proveniente de uma alteração na taxa básica de juros na economia. Logo, ao fim do horizonte temporal, 25% da variação em CAR é explicada por variações nas reservas compulsórias, enquanto impactos na taxa de juros explicam somente 2,2% da variação.

Uma explicação complementar é que a política monetária que estabelece os sórios atua no longo prazo, ao passo que uma alteração na taxa Selic atua no curto. Alterações nos depósitos compulsórios possuem um efeito de prazo mais longo comparativamente a alterações nas variáveis relacionadas a provisões. Portanto, variáveis que demoram mais tempo para o ajustamento, como o colchão de capital, são mais propensas a terem seu valor alterado por uma política monetária de caráter mais duradouro, o que se traduz no baixo impacto que a variável SELIC teve na decomposição da variância, enquanto os depósitos compulsórios surtiram um efeito maior no longo prazo.

Outra conclusão passível de ser extraída é que as variáveis que mais impactam CAR são relacionadas à disponibilidade de recursos que as instituições financeiras dispõem para suas operações: há um *trade-off* no longo prazo entre as variáveis CAR e PROV (esta impacta 4,2% daquela após 48 meses). Tal fato não ocorreu no curto prazo, conforme verificado pela função impulso-resposta, a qual apontou uma relação positiva entre as variáveis. Isso demonstra que, enquanto há um reforço entre as diversas posições de risco das instituições financeiras imediatamente após alterações macroeconômicas, a elasticidade de substituição entre CAR e PROV tende a se elevar ao longo do tempo.

Por sua vez, a variável que representa as provisões contra devedores duvidosos é impactada tanto pela taxa básica de juros quanto pela taxa de depósitos compulsórios. Dado que as provisões podem ser alteradas no curto prazo, uma alteração em seu valor está mais sujeito a variações na Selic. Entretanto, percebe-se também que o requerimento compulsório das reservas é mais proeminente, fato este corroborado pela análise da decomposição da variância da variável CAR: há um *trade-off* entre os depósitos compulsórios e o valor provisionado contra devedores duvidosos no curto e no longo prazo.

As duas questões levantadas na primeira seção do texto podem ser esclarecidas após a análise preliminar dos resultados. Em primeiro lugar, há um canal de risco bancário operante no Brasil? A resposta é afirmativa, mas com ressalvas. Em primeiro lugar, a taxa básica de juros apresentou a relação esperada em relação às variáveis associadas ao risco, o que pode ser interpretado como fruto de assimetrias de informação quando de um aumento de tal variável da política monetária, o que foi embasado pelos trabalhos de Montes e Peixoto (2012) e de Moraes et. al (2016). Todavia, tais trabalhos apresentaram uma relação positiva entre os depósitos compulsórios e as variáveis de risco, o que não se verificou neste trabalho. Neste ponto, este trabalho observou que há um *trade-off* entre os recursos utilizados para compor as variáveis de risco e as provisões em relação à variável de reservas compulsórias, pelo menos em relação à análise macroeconômica apresentada.

Em segundo lugar, responde-se o quanto cada variável macroeconômica afetou cada indicador de risco. No curto prazo, a variável de risco pelo lado do

ativo não sofreu alterações significativas quando de um choque de política monetária, tanto de curto quanto de médio prazo, enquanto a variável associada ao patrimônio da empresa sofreu alterações mais significativas. Em um horizonte temporal maior, o impacto que a política monetária exerceu pelo lado do ativo foi maior do que pelo lado do passivo, tanto pelo instrumento da taxa de juros quanto pelos depósitos compulsórios. Logo, no curto prazo, as empresas alteram seu portfólio de risco com base em variações de seu patrimônio, ao passo que no médio para longo prazo, alterações no ativo são mais proeminentes em relação à composição do portfólio de risco.

## 4 ANÁLISE COM DADOS EM PAINEL

A fim de captar as fontes de heterogeneidade entre as instituições financeiras no que concerne aos riscos bancários, realizou-se um segundo estudo empírico. Tal estudo baseou-se em modelos de dados em painel e buscou avaliar em que medida a natureza da instituição financeira – se a mesma é pública, privada ou com controle externo – influenciaram a percepção de risco dos bancos. Ou seja, este estudo aprofunda a discussão acerca da existência de um canal de risco bancário, bem como avalia em que extensão a política monetária influenciou cada um dos bancos, levando em conta a natureza da instituição financeira. Neste primeiro momento, avaliou-se somente o controle da instituição - se a mesma pertence ao setor público, privado (nacional ou internacional) ou internacional.

### 4.1 DADOS E HIPÓTESES

Os dados microeconômicos aqui apresentados foram extraídos da página do Banco Central, na seção que trata dos balancetes das instituições financeiras. O período temporal é compreendido entre janeiro de 2003 e dezembro de 2014, tal como no estudo anterior. Tal período foi escolhido com base na análise anterior, de forma a complementar os resultados exibidos pelas séries temporais. As séries macroeconômicas foram extraídas do sistema gerenciador de séries temporais do Banco Central, tal como apresentadas na seção 4.1 – com exceção da taxa de inflação, que aqui será detalhada.

As planilhas originais contavam com números de bancos que variavam ao longo de todo o período. Verificaram-se quais bancos com carteira comercial que se encontraram em atividade durante todo o período analisado, construindo-se um painel que contou com 133 instituições financeiras. Destas, foram extraídas 55, cujos dados estavam disponíveis para o período completo. Portanto, foram obtidas 7920 observações para cada uma das variáveis. O painel foi em seguida desmembrado com vistas a isolar instituições públicas, privadas e de capital estrangeiro, o que também pode ser visualizado no apêndice deste trabalho.

As instituições financeiras públicas totalizaram 10 bancos, o que reúne 1440 observações, enquanto as privadas (nacionais e internacionais) constituem o restante, totalizando 45 instituições, ou 6480 observações. Por fim, as instituições estrangeiras (aqui inclusos também os bancos estatais de outros países) totalizam 13 bancos, o que compõe 1872 instituições.

A seguir estão detalhadas as variáveis microeconômicas, bem como sua forma de cálculo, seguidas pelas variáveis macroeconômicas.

QUADRO 4 – VARIÁVEIS PRESENTES NO ESTUDO EM PAINEL

Nome da Variável	Natureza	Descrição
Provisões (PROV)	Microeconômica	Variável que aqui representa o risco bancário. Foi construída pela soma entre as contas “Provisões para operações de Crédito” e “Provisões para Outros Créditos”, dividida pelo total de ativos.
Depósitos Compulsórios (RES)	Microeconômica	Aplicou-se a alíquota corrente para depósitos à vista, a prazo e para a poupança <sup>36</sup> , somou-se o valor total do depósito para cada instituição financeira e dividiu-se pelo total do ativo de cada instituição financeira.
Retorno sobre Patrimônio (ROE)	Microeconômica	Razão entre o total do Patrimônio Líquido da empresa e o total de ativos.
Tamanho (TAM)	Microeconômica	O tamanho dos bancos é mensurado pelo logaritmo natural dos ativos bancários totais divididos pelo deflator do Produto Interno Bruto.
Taxa Básica de Juros (SELIC)	Macroeconômica	Variável que representa um instrumento de política monetária. É calculada com a utilização da seguinte série: Selic Over – Série 4390 – Taxa de Juros – Selic Acumulada no Mês.
Gap do Produto (PIBGAP)	Macroeconômica	Variável utilizada como <i>Proxy</i> à atividade econômica. Para seu cálculo, foi utilizada a série 4190, com a remoção de sua tendência de longo prazo pelo filtro HP.

<sup>36</sup> Os dados não discriminaram se os depósitos para a poupança se destinavam para crédito imobiliário ou rural, sendo que a alíquota para cada uma das modalidades difere. Aplicou-se a alíquota para crédito imobiliário para o período integral, uma vez que o mesmo não sofreu alterações durante o período e, portanto, o impacto marginal não se fez sentido para a amostra.

Inflação (INF)	Macroeconômica	A inflação medida pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna). <sup>37</sup>
----------------	----------------	---

Fonte: Banco Central do Brasil e IPEADATA/FGV.

As variáveis macroeconômicas aqui elencadas estão presentes no estudo em decorrência de sua relevância em relação à transmissão do canal do risco bancário. Enquanto o gap do produto consta no primeiro estudo deste trabalho, a inflação figura em diversos estudos como forma de controle, como em Barroso et. al (2016) e Moraes et. al (2016). Outras variáveis, como a taxa de câmbio, não foram incluídas no modelo tendo em vista a baixa quantidade de instituições financeiras analisadas no estudo, o que leva à impossibilidade de identificação da matriz de covariância nas regressões quando de sua inclusão.

As variáveis microeconômicas foram selecionadas levando-se em consideração a disponibilidade dos dados para os bancos que possuísem um valor positivo para o valor das provisões e para os depósitos compulsórios. Do rol de seis variáveis previamente analisadas (nas quais constavam 133 bancos), somente 76 apresentaram tal característica, e somente 55 delas eram instituições financeiras com carteira comercial. As variáveis microeconômicas que apresentaram valor positivo após tal escrutínio foram o retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) e o tamanho da instituição financeira (TAM). Logo, utilizaram-se estas variáveis como forma de controle microeconômico para as duas maiores amostras do estudo.

A tabela 5 elenca as estatísticas descritivas para as duas variáveis microeconômicas analisadas, com relação a todas as instituições financeiras em todos os períodos de análise:

<sup>37</sup> A fonte da taxa de inflação é a única que difere das demais, tendo sido retirada do IPEADATA/FGV (Inflação – IGP-DI – % a.m.)



TABELA 5 – ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS MICROECONÔMICAS

	PROV	RES	SELIC	RR	INF	PIBGAP	ROE	TAM
Mínimo	0,000000034	0,000006	0,49	0,067179	0,16	0,969036	0,00166	17,93921
1º Quartil	0,001559227	0,005608	0,79	0,081636	1,08	0,995026	0,02803	21,23661
Média	0,005425192	0,017137	1,02	0,098016	1,49	1,000000	0,09846	23,29425
Mediana	0,003707039	0,013083	0,93	0,100530	1,43	1,000328	0,06576	23,00079
3º Quartil	0,006668422	0,022955	1,22	0,107667	1,93	1,006297	0,11018	25,01575
Máximo	0,071169110	0,119436	2,08	0,136049	3,17	1,022196	1,12912	29,95482
DP	0,006899494	0,017240	0,33	0,016601	0,59	0,009669	0,13523	2,660391

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados de BCB.

Assim como na análise anterior, espera-se que haja uma relação positiva entre a variável que representa o risco de crédito e as variáveis de política monetária. Espera-se também que as instituições públicas tenham aumentado seu risco mais do que proporcionalmente ao aumento de risco das instituições financeiras privadas e estrangeiras, tendo em vista o aumento dos empréstimos daquelas em relação a estas no período analisado, o que aumenta os riscos assumidos pelas instituições financeiras.

## 4.2 METODOLOGIA

A metodologia aqui empregada compreende uma estimação de um painel dinâmico com a utilização de um estimador GMM em dois passos<sup>38</sup>, conforme preconizado por Arellano-Bond (1991). Tal estimador possui a vantagem sobre os estimadores de mínimos quadrados ordinários, qual seja evitar que o termo do erro seja serialmente correlacionado, caso que ocorre quando a defasagem da variável dependente é utilizada como regressor – o que é o caso dado que o nível de provisões é afetado pelo anterior. Neste

<sup>38</sup> De acordo com Cameron et. al (2009), a sobreidentificação do modelo quando a estimação é realizada em somente um passo faz com que haja um ganho de eficiência quando se utiliza o estimador GMM, chamado de estimador em dois passos em decorrência da necessidade de estimar o primeiro passo para a obtenção da matriz de ponderação utilizada para calcular o segundo.

caso, estimadores consistentes podem ser obtidos por meio de uma regressão com variáveis instrumentais, com a utilização das defasagens dos regressores como instrumentos.

Optou-se pela utilização de erros padrões robustos no lugar de erros padrões gerados pelo estimador de um passo<sup>39</sup>, uma vez que o erro padrão convencional para tal estimador em dois estágios são viesados em amostras finitas. O teste de Sargan, neste caso, não pôde ser realizado. Todavia, os testes de autocorrelação m1 e m2 de adequação dos instrumentos utilizados são apresentados na tabela de resultados. A equação estimada considerou uma defasagem para a variável dependente, o que resultou na seguinte equação:

$$PROV_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROV_{it-1} + \beta_1 PROV_{it-2} + \beta_2 RES_{it} + \beta_3 SELIC_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Além da estimação realizada acima, também se buscou controlar em relação às variáveis macroeconômicas, para verificar se sob o efeito das mesmas os coeficientes associados ao canal de risco bancários sofrem modificações. A equação estimada é resumida abaixo:

$$PROV_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROV_{it-1} + \beta_1 PROV_{it-2} + \beta_2 RES_{it} + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 PIBGAP_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Por fim, também se buscou controlar a variável dependente em relação às variáveis microeconômicas conjuntamente às macroeconômicas, obtendo-se a seguinte equação:

$$PROV_{it} = \beta_0 + \beta_1 PROV_{it-1} + \beta_1 PROV_{it-2} + \beta_2 RES_{it} + \beta_3 SELIC_t + \beta_4 INF_t + \beta_5 PIBGAP_t + \beta_6 ROE_{it} + \beta_7 TAM_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

---

<sup>39</sup> De acordo com Cameron et. al (2009), os erros padrões relacionados ao estimador de um passo permitem que o termo do erro seja heterocedástico, mas não que possua autocorrelação. Dentro de um estimador GMM em dois passos, sua utilização faz com que os termos do erro sejam ineficientes, havendo a necessidade neste caso da utilização de erros padrões robustos.

Em decorrência da grande quantidade de regressores e da baixa quantidade de instituições financeiras associadas, as equações (2) e (3) somente foram estimadas para as instituições financeiras em sua totalidade e para as instituições financeiras privadas. Doravante, a análise comparativa será focada nas regressões sem controles macro ou microeconômicos.

Cabe ressaltar que em um conjunto de dados em que o número de observações no tempo é muito grande, o método de Arellano-Bond (1991) gera uma quantidade muito grande de instrumentos, o que leva a problemas potenciais de desempenho de resultados assintóticos. Desta forma, limitou-se o número de instrumentos em relação à primeira defasagem, gerando valores distintos de instrumentos para cada uma das regressões. Algumas das regressões somente apresentaram o teste de autocorrelação com significância com a inclusão de mais defasagens tanto do lado do regressando quanto do regressor, o que explica principalmente as discrepâncias existentes entre os resultados elencados na comparação entre bancos públicos e internacionais.

#### 4.3 RESULTADOS

Em primeiro lugar, estimou-se o efeito de uma alteração nas variáveis de política monetária em relação à variável de riscos para todas as instituições financeiras presentes no painel, resultando nas seguintes equações de regressão:

TABELA 6 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – TOTAL DAS INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS

	(1)	(2)	(3)
PROV <sub>T-1</sub>	0,9007783***	0,900425***	0,8223804***
	0,879363	0,905397	0,112177
PROV <sub>T-2</sub>	-0,1442986*	-0,1446345*	-0,1059786**
	0,875539	0,0875712	0,948277
SELIC	-0,0012923**	-0,0012888**	-0,0013706**
	0,0006488	0,0005999	0,0006203
RES	0,055111**	0,0552633**	0,200338
	0,0253593	0,256259	0,0213732
Número de Bancos	55	55	55
Número de Instrumentos	143	145	147
Observações	7755	7755	7755
Controles Macroeconômicos	NÃO	SIM	SIM
Controles Microeconômicos	NÃO	NÃO	SIM
m1	-2,5142**	-2,5103**	-2,26**
p-valor	0,0119	0,0121	0,0238
m2	-0,42425	-0,42335	-0,64325
p-valor	0,6714	0,6720	0,5201

Fonte: Elaboração Própria, com base em dados de BCB.

Observação: Nível de Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

Diferentemente dos resultados encontrados na seção anterior, os resultados aqui mostram que o canal de risco bancário não apresentou relevância no caso brasileiro. As variáveis que dizem respeito à política monetária apresentaram valores irrisórios em relação à variação nas provisões. O sinal da variável correspondente à taxa Selic básica foi contrário ao esperado, indicando que em um escopo microeconômico, as instituições financeiras não aumentam seu nível de risco quando de uma alteração imediata da taxa básica de juros. Por outro lado, o sinal encontrado para os depósitos compulsórios foi o esperado, o que indica que para tal instrumento da política monetária, em um escopo microeconômico, o canal de risco bancário é operante. Tais resultados podem ocorrer pelo fato de que, em um cenário de curto prazo (como foi averiguado pelo estudo em painel), a taxa básica de juros praticada pelas instituições financeiras não é imediatamente passível de alteração em relação à taxa de juros Selic, o que pode indicar uma resistência ou uma viscosidade na transmissão da queda ou aumento da

mesma. Em contrapartida, uma alteração na alíquota dos compulsórios, em um horizonte temporal curto, impacta diretamente na liquidez disponível pela instituição financeira e, doravante, na sua disposição em correr riscos.

O raciocínio de longo prazo é o inverso: uma mudança nas taxas básicas de juros faz com que os bancos tenham de se ajustar frente a pressões do mercado, enquanto que a alteração na alíquota dos depósitos compulsórios se faz sentir em um horizonte temporal curto, sendo somente alterada quando de um novo choque na política monetária.

Apesar de os sinais revelarem nuances que contribuem para a elucidação da relação entre o curto e o longo prazo dos choques na política monetária, o mesmo não pode ser dito acerca da intensidade dos mesmos: uma alteração em uma unidade do nível de provisões equivaleu a uma queda na ordem de uma unidade em Selic e a um aumento de 1 unidade dos depósitos compulsórios acarretam em um aumento de 0,001 e 0,055 unidade nas provisões, respectivamente, ou seja, valor com baixa expressividade.

As regressões com controles macroeconômicos não divergiram dos valores apresentados nas regressões sem controles. Contudo, com controles microeconômicos, a variável que representa os depósitos compulsórios não apresentou significância, o que pode indicar que o número de instrumentos inviabilizou a análise com esta quantidade de variáveis – sendo que RES apresenta variações tanto entre as instituições como ao longo do tempo. A variável SELIC apresentou as mesmas características em relação às regressões anteriores.

Por fim, cabe aqui ressaltar que os resultados encontrados se basearam na validade dos instrumentos, avaliadas de acordo com a estatística de Arellano-Bond ( $m1$  e  $m2$ ) e o teste de Sargan. O segundo não pôde ser executado, uma vez que os erros padrões das regressões são robustos – necessários para não viesar os mesmos quando em uma regressão com GMM em dois estágios. Contudo, as estatísticas indicadoras de autocorrelação puderam ser obtidas, indicando presença de autocorrelação na primeira defasagem e ausência da mesma na segunda. Tais condições são necessárias para a validação da quantidade de instrumentos.

Em seguida, realizaram-se as regressões somente para as instituições financeiras privadas, e os seguintes resultados foram obtidos:

TABELA 7 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS PRIVADAS

	(1)	(2)	(3)
PROV <sub>t-1</sub>	0,9153569***	0,9127948***	0,8488235***
	0,0903019	0,0928913	0,1117384
PROV <sub>t-2</sub>	-0,1451687	-0,1451089	-0,1129585
	0,904178	0,0915143	0,096817
SELIC	-0,0014146*	-0,0013708**	-0,0014743**
	0,0007363	0,0006623	0,0006959
RES	0,0378669	0,038669	0,0088943
	0,0263599	0,0269102	0,026643
Número de Bancos	45	45	45
Número de Instrumentos	143	145	147
Observações	6345	6345	6345
Controles Macroeconômicos	NÃO	SIM	SIM
Controles Microeconômicos	NÃO	NÃO	SIM
m1	-2,3838**	-2,3743**	-2,1791**
p-valor	0,0171	0,0176	0,0293
m2	-0,49378	-0,49265	-0,68613
p-valor	0,6215	0,6223	0,4926

Fonte: Elaboração Própria, com base em dados de BCB.

Observação: Nível de Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

No caso das instituições financeiras privadas, somente a taxa básica de juros influenciou o nível de provisões: para cada alteração em uma unidade nesta variável, as provisões decresceram em 0,0014 unidade, o que indica que para o conjunto das instituições financeiras privadas, não se pôde observar o canal de risco bancário. Não obstante, a análise realizada para todas as instituições financeiras se mantém: durante o período analisado, os bancos privados não ajustaram automaticamente suas taxas de juros. As provisões, neste caso, não sofreram alterações, indicando que a política não obteve impacto em relação a este grupo, e que a alteração na liquidez imediata não contribuiu para uma mudança significativa no grau de provisões.

As regressões com controles relativos a variáveis macroeconômicas e microeconômicas apresentaram as mesmas características, com poucas discrepâncias em relação ao resultado original. A estatística de Arellano-Bond apresentou significância estatística de 5%, o que atestou a validade dos instrumentos das regressões.

Por fim, foram realizadas as regressões com as instituições financeiras públicas e com controle externos. Os resultados encontram-se na tabela 8:

**TABELA 8 – REGRESSÕES EM PAINEL DINÂMICO – INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS PÚBLICAS E ESTRANGEIRAS**

	INST PUB	INST INT
PROV <sub>t-1</sub>	0,6417327***	1,148059***
	0,2072162	0,127884
PROV <sub>t-2</sub>	-	-0,3786133
	-	0,393839
PROV <sub>t-3</sub>	-	0,0220014
	-	0,1258555
SELIC	0,0004604**	-0,000113
	0,0002197	0,0004186
RES	0,050624***	-0,002434
	0,010585	0,0279213
Número de Bancos	10	13
Número de Instrumentos	423	559
Observações	1410	1872
m1	-1,7979*	-1,6559*
p-valor	0,0722	0,0977
m2	0,92956	1,1326
p-valor	0,3526	0,2574

Fonte: Elaboração Própria, com base em dados de BCB.

Observação: Nível de Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

As regressões para o painel representativo das instituições financeiras públicas mostram que o canal de risco bancário é operante tanto em relação à taxa básica de juros quanto aos depósitos compulsórios. Quando este ou aquele aumenta em um ponto percentual, as provisões aumentam em 0,05 e 0,0004 pontos percentuais, respectivamente. Ou seja, as instituições públicas reagiram à política monetária com alteração em seus portfólios de risco de

maneira mais significativa do que em relação ao total das instituições ou em relação às instituições privadas. Tal significado corrobora a hipótese de que a alteração na taxa básica de juros se refletiu de maneira mais rápida nestas instituições em relação às demais. Os instrumentos aqui também foram avaliados levando-se em consideração o teste de Arellano-Bond, o qual não rejeitou presença de autocorrelação na primeira defasagem da variável dependente e rejeitou presença de autocorrelação na segunda.

Em contrapartida, os coeficientes associados às regressões que representam o volume de provisões das instituições financeiras com controle externo apresentaram significância estatística, o que pode indicar que a influência da política monetária nacional é limitada no que diz respeito à sua influência na percepção de risco das mesmas. Há a possibilidade de que estas empresas possam se capitalizar com fundos provenientes de suas matrizes quando de um choque na política monetária proveniente de alteração na alíquota do depósito compulsório, bem como alterar as taxas de juros com defasagens em relação à aplicação da taxa Selic. Da mesma forma como nas regressões anteriores, os testes m1 e m2 foram conduzidos para validar a utilização dos instrumentos utilizados nas regressões, e apresentaram os resultados esperados.

Logo, pode-se concluir que somente para os bancos públicos o canal de risco bancário foi operante com relação a alterações nos dois instrumentos da política monetária. Uma política de redução nos juros fez com que, no curto prazo, os bancos públicos tomassem mais riscos (reduzindo seu volume de provisões), enquanto os bancos privados tomaram menos riscos (aumentando o volume de provisões) e os bancos estrangeiros não alterassem seus portfólios com base nesse instrumento de política monetária. Tal fato pode comunicar o fato de que há uma interferência da transmissão dos efeitos da política monetária às taxas de juros das instituições públicas, o que não se verifica nos bancos de controle privado, impactando diretamente no risco sistêmico total.

Uma política de redução na alíquota de depósitos compulsórios fez com que, no curto prazo, as empresas públicas tomassem mais riscos, mas as empresas privadas não alterassem seus portfólios de risco. Isso pode significar



que um aumento no volume de operações de risco das empresas públicas elevou-se quando de um aumento interno de liquidez, dada a respectiva queda no volume de provisões contra operações de risco. As empresas privadas nacionais e estrangeiras não alteraram suas provisões quando de um choque na política monetária proveniente deste instrumento.

A conclusão a que se chega nesta seção é a de que o canal de tomada de risco bancário não foi operante para a totalidade das instituições financeiras brasileiras durante o período compreendido entre 2003 e 2014, tendo maior prevalência nos bancos públicos. Ainda assim, o valor dos coeficientes aponta que tal influência não foi de grande monta, indicando que uma restrição na liquidez imediata – aqui caracterizada pela alteração no valor dos depósitos compulsórios – foi mais preponderante do que uma alteração no instrumento principal da política monetária, qual seja uma alteração na taxa Selic.

## **5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

O resultado dos dois exercícios empíricos apontou diferenças significativas nos resultados concernentes ao total das instituições financeiras. Tal fato pode ter se dado em função de dois fatores. O primeiro fator pode ser a baixa representatividade da amostra de 55 instituições financeiras em relação ao total do setor bancário. O segundo fator pode ter caráter mais metodológico, qual seja a natureza da análise de vetores autorregressivos, a qual avalia em que extensão um impacto em uma variável repercute em outra em um horizonte temporal longo, enquanto a segunda análise se preocupa em avaliar os coeficientes associados aos regressores e seus sinais, indicando a proporcionalidade direta ou inversa. No caso presente, os instrumentos incluídos e as defasagens datam de apenas um período de tempo, o que torna a análise das equações uma representação do curto prazo das instituições financeiras.

Tomando por base o segundo fator, as análises têm caráter complementar: na primeira, o canal da tomada de risco bancário foi encontrado para a totalidade das instituições financeiras no que concerne à política monetária pelo lado da alteração na taxa básica de juros, enquanto que na

segunda, o efeito oposto foi verificado. Isso quer dizer que, em um horizonte temporal imediato, as empresas não alteram seus portfólios de risco, ao passo que posteriormente tal fator tem uma influência sobre os mesmos, principalmente no que concerne à transmissão da taxa de juros. Ou seja, no curto prazo, uma política expansionista fez com que os riscos diminuíssem imediatamente, mas aumentassem posteriormente, o que pode sinalizar uma demora na transmissão da taxa básica de juros às taxas de juros praticadas pelo mercado.

Caso oposto ocorreu em relação aos depósitos compulsórios: o canal de risco bancário foi encontrado no segundo exercício empírico, mas não no primeiro. Isso indica que a liquidez momentânea aumenta a predisposição das instituições financeiras para incorrerem em maiores riscos, ao passo que posteriormente, o efeito deste aumento é diluído, causando uma redução neste comportamento de risco.

O estudo em painel também mostrou que a disposição para correr riscos frente a mudanças na política monetária se altera em função da natureza da instituição financeira. As instituições financeiras públicas apresentaram maior propensão em assumir riscos frente a uma política monetária expansionista, enquanto as instituições privadas reduziram seus riscos quando o instrumento é a taxa básica de juros. As instituições estrangeiras não alteraram suas provisões como reação à política monetária. Ou seja, a hipótese de presença do canal da tomada de risco de crédito não se confirmou para o total dos bancos, mas há evidências de que a hipótese de que as instituições públicas tomaram maiores riscos se mantém.

Como complemento a este trabalho, sugere-se a realização de estudos com séries temporais para as seis maiores instituições financeiras no Brasil, a fim de captar as fontes de heterogeneidade com maior acurácia. Isso porque, já havendo este estudo com o total das instituições financeiras, a comparação é imediata, e as idiosincrasias são mais facilmente captadas quando dentre as séries há todas as naturezas possíveis de instituições financeiras analisadas. Como complemento, há a possibilidade também de verificar se a capitalização do banco influencia a tomada de risco bancário.

## REFERÊNCIAS

AFANASYEVA, E.; GÜNTNER, J.; Lending Standards, Credit Booms and Monetary Policy, **Working Paper Series**, Institute for Monetary and Financial Stability, n. 85, 2014

AKERLOFF, G.A.; “The Market for Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism; **Quarterly Journal of Economics**, The MIT Press, v. 83, n. 3, p. 488-500, 1970

ALTUNBAŞ, Y.; GAMBACORTA, L.; MARQUÉS-IBÁÑEZ, D.; Do Bank Characteristics Influence the Effect of Monetary Policy on Bank Risk?, **European Central Bank Working Paper Series**, n.1427, Frankfurt, 2012

ANGELONI, I.; FAIA, E.; DUCA, M.L.; Monetary Policy and Risk Taking, **Bruegel Working Paper**, Frankfurt, 2014

ARAUJO, F.A.de; Instituições Bancárias e Transmissão de Política Monetária: um Estudo Microeconômico Aplicado ao Brasil, Dissertação, UFMG, Belo Horizonte, 2012

ARELLANO, M.; BOND, S.; Some Tests for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, **The Review of Economic Studies**, v. 58, n.2, p. 277-297, 1991

AUEL, M.C.; MENDONÇA, H.F. de; Macroeconomic Relevance of Credit Channels: Evidence from an Emerging Economy Under Inflation Targeting, **Macroeconomic Modelling** n.28 pg 965-979, 2010

BARROSO, J.B.R.B.; SOUZA, S.R.S.de; GUERRA, S.M.; Systemic Risk-Taking of Domestic and Foreign Monetary Policy, **Working Papers**, Banco Central do Brasil, n. 412, p. 1-56, Brasília, 2016

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION;. Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer. **Basel Committee on Banking Supervision**, Bank for International Settlements, 2010

BEKAERT, G.; HOEROVA, M.; DUCA, M.L.; Risk, Uncertainty and Monetary Policy, **Working Paper Series**, European Central Bank, n. 1565, 2013

BERNANKE, B.S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P.; Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach, **NBER Working Paper Series**, National Bureau of Economic Research, n. 10220 Massachusetts, 2004.

BERNANKE, B.S.; GERTLER, M.; Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, **Journal of Economic Perspectives**, Vol. 9, n. 4, pg. 27-48, 1995

BEZERRA, J.F.; LIMA, R.C.; SILVA, I.E.M.; Estudo sobre o Canal de Crédito Bancário no Brasil: Abordagem por Meio do Matching das Funções Impulso Resposta, **Economia Aplicada**, v. 20, n. 2, p. 245-265, 2016

BRENNER, M.; GALAI, D.F.; New Financial Instruments for Hedging Changes in Volatility, **Financial Analysts Journal**, July/August, 1989.

BRUNO, V.; SHIN, H.S.; Capital Flows and the Risk-Taking Channel of Monetary Policy, **Working Paper**, Griswold Center for Economic Policy Studies, n. 237b, 2013

BOGADO, P.R., Canal de Crédito para o Brasil: Uma Avaliação Empírica, Dissertação, Fundação Getúlio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia, Rio de Janeiro, 2011

BORIO, C.; ZHU, H. Capital Regulation, Risk-Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism? **BIS Working Papers** Frankfurt, n.268 vol. 24-25 dez. 2008

BROWN, R.L.; DURBIN, J.M.E.; Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series B, n. 37, p. 149-192, 1975

BUCH, C.M.; EICKMEIER, S.; PRIETO, E.; Macroeconomic Factors and Micro-Level Bank Risk, **CESIFO Working Paper**, n. 3194, 2010

BUCH, C.M.; EICKMEIER, S.; PRIETO, E.; In Search for Yield? Survey-Based Evidence on Bank Risk Taking, **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 43, 2014

BUENO, R. de L. da S.; Econometria de Séries Temporais, 2ª Edição, **Cengage Learning**, 2012

CAMERON, A.C.; TRIVEDI, P.K.; Microeconometrics Using Stata, **Stata Press**, 2009

DE GRAEVE, F.; KICK, T.; KOETTER, M.; Monetary Policy and Financial (In)Stability: An Integrated Micro-Macro Approach, **Journal of Financial Stability**, n. 4, p. 205-231, 2008

EICKMEIER, S.; HOFMANN, B.; Monetary Policy, Housing Booms and Financial (Im)Balances”, **Working Paper Series**, European Central Bank, n. 1178, April 2010

ENDERS, W.,; Applied Econometric Time Series, 4<sup>th</sup> Edition, University of Alabama, Wiley, 2015

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J.; Spurious Regression in Econometrics, **Journal of Econometrics**, n.2 v.2, p. 251-176, 1987

FERREIRA, P.; Análise de Séries Temporais em R; um curso introdutório, Rio de Janeiro, 2016.

GOODHART, C.A.E; The Regulatory Response to the Financial Crisis, **LSE Financial Markets Group Paper Series**, Special Paper 177, 2008

KARAPETYAN, A.; Credit, House Prices, and Risk Taking by Banks in Norway, **Norges Bank Staff Memo**, n. 13, 2011

MELO, L.de; PISU, M.; The Bank Lending Channel of Monetary Transmission in Brazil: a VECM Approach, **Economic Department Working Paper**, Organisation for Economic Co-operation and Development, n. 711, 2009

MELTZER, A.H., Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective, **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, 1995

MENDONÇA, M.J.; SACHSIDA, A.; Identificando a Demanda e a Oferta de Crédito no Brasil, **Texto Para Discussão**, IPEA, n. 1837, Rio de Janeiro, 2013

MISHKIN, F.S.; Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, 1995

MONTES, G.C.; PEIXOTO, G.B.T.; Risk-Taking Channel, Bank Lending Channel and the “Paradox of Credibility” Empirical Evidence for Brazil **History of Political Economy**, 44:2, 2012

MORA, M.; A Evolução do Crédito entre 2003 e 2012. In: **Evolução Recente das Políticas Monetária e Cambial e do Mercado de Crédito no Brasil**, p. 307-344, Ipea, Rio de Janeiro, 2014.

MORAES, C.O.de; MONTES, G.C.; ANTUNES, J.A.P.; How does Capital Regulation react to Monetary Policy? New Evidence on the Risk-Taking Channel, **Economic Modelling**, v. 56, p. 177-186, 2016

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K.; The Mirage of Fixed Exchange Rates, **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n. 4, 1995

SIMS, C.A.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W.; Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots, **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990

SIMS, C.A.; Macroeconomics and Reality, **Econometrica**, v. 48, n. 1, p.1-48, 1980

SOBRINHO, N.F.S.; Uma Avaliação do Canal de Crédito no Brasil, Dissertação (mestrado) – USP, São Paulo, 2002.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M.I.; The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil, **Revista Brasileira de Economia**, n. 59, v. 1, p. 107-126, Rio de Janeiro, 2005

TAVARES, D.P.; MONTES, G.C., GUILLÉN, O.T.de C.; Transmissão da Política Monetária pelos Canais de Tomada de Risco e de Crédito: uma Análise considerando os Seguros contratados pelos bancos e o *spread* de crédito no Brasil. **Trabalhos para Discussão**, Banco Central do Brasil, n. 308, Brasília, 2013.

TABAK, B.M.; LAIZ, M.T.; CAJUEIRO, D.O.; Financial Instability and Monetary Policy – The Case of Brazil, **Working Paper Series**, Banco Central do Brasil, n. 217, Brasília, 2010.

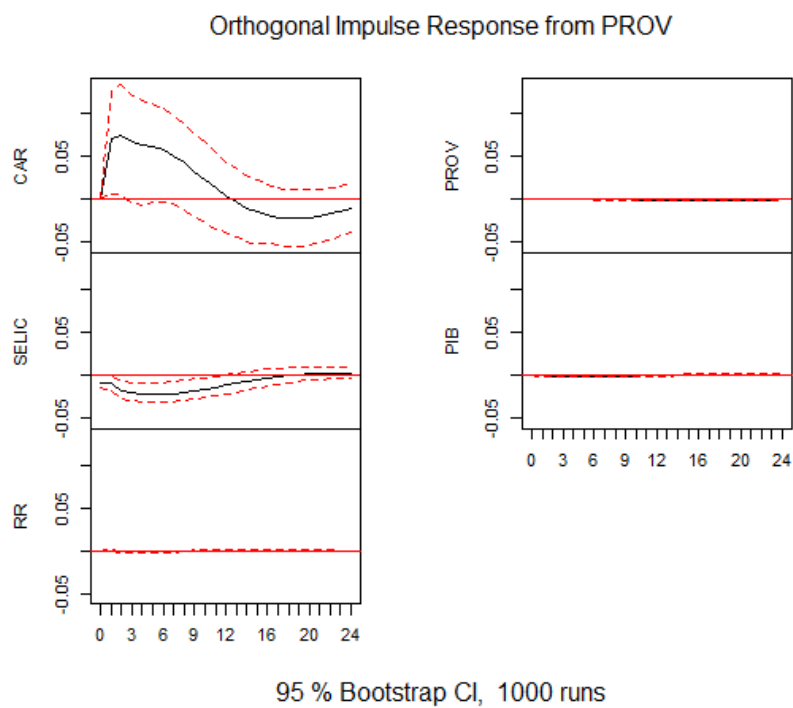
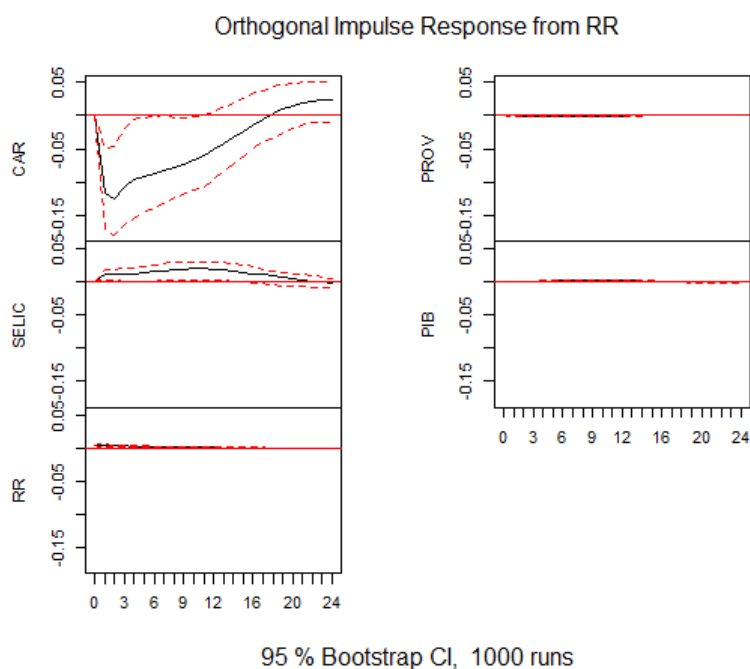
TABAK, B.M.; LAIZ, M.T.; CAJUEIRO, D.O. Bank Capital Buffers, Lending Growth, and Economic Cycle: Empirical Evidence for Brazil, **Paper Prepared for the 2<sup>nd</sup> BIS CCA Conference on “Monetary Policy, Financial Stability and the Business Cycle**, 2011

TAYLOR, J.B.; The Monetary Transmission Mechanism, **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n. 4, 1995

WHALEY, R.E.; The Investor Fear Gauge, **Journal of Portfolio Management**, p. 12-17, 2000

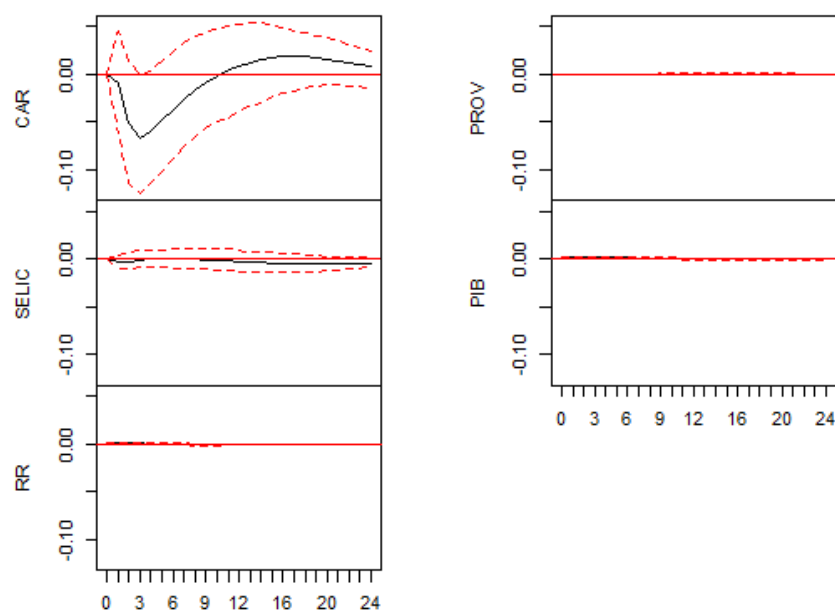
ZEILEIS, A.; LEISCH, F.; HORNIK, K.; KLEIBER, K.; strucchange: an R Package for Testing for Structural Change in Linear Regression Models. **Journal of Statistical Software**, n. 7, v.2, p. 1-38, 2002

## APÊNDICE A – FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOTA COMPARADAS POR MAGNITUDE DO IMPACTO DO IMPULSO



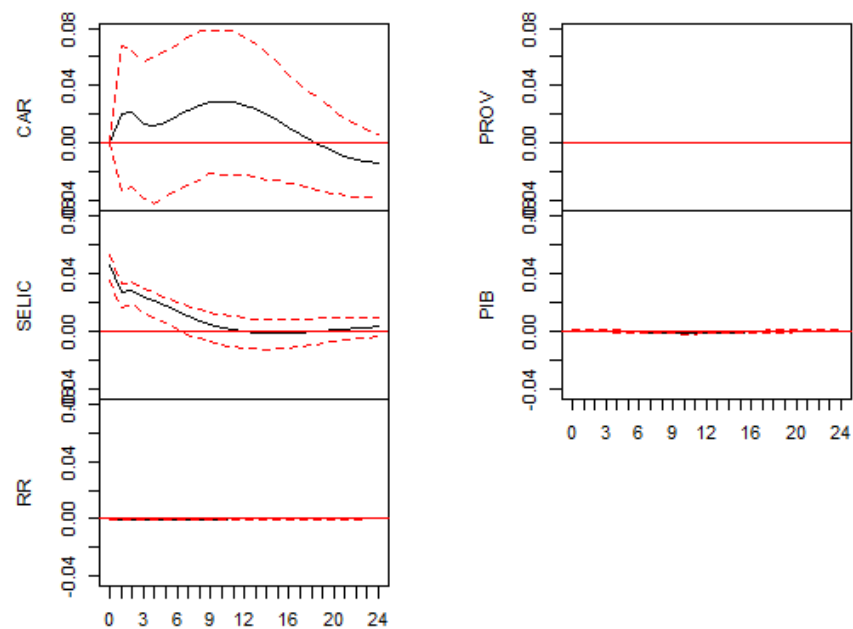


### Orthogonal Impulse Response from PIB



95 % Bootstrap CI, 1000 runs

### Orthogonal Impulse Response from SELIC



95 % Bootstrap CI, 1000 runs

Fonte: Elaboração Própria, com base na saída do software R 3.1.2

## APÊNDICE B – LISTA DE BANCOS E SUA NATUREZA

CNPJ	NOME	NATUREZA
0	BCO DO BRASIL S.A.	PÚBLICA
208	BRB – BCO DE BRASILIA S.A.	PÚBLICA
253448	BCO POTTENCIAL S.A.	PRIVADA
360305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL	PÚBLICA
517645	BCO RIBEIRAO PRETO S.A.	PRIVADA
558456	BCO CETELEM S.A.	PRIVADA
795423	BANCO SEMEAR	PÚBLICA
1023570	BCO RABOBANK INTL BRASIL S.A.	ESTRANGEIRA
1522368	BCO BNP PARIBAS BRASIL S A	ESTRANGEIRA
1701201	HSBC BANK BRASIL SA BCO MULTIP	ESTRANGEIRA
2038232	BANCOOB	PRIVADA
3323840	BCO ALFA S.A.	PRIVADA
4902979	BCO DA AMAZONIA S.A.	PÚBLICA
4913711	BCO DO EST. DO PA S.A.	PÚBLICA
7237373	BCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.	PÚBLICA
13009717	BCO DO EST. DE SE S.A.	PÚBLICA
14388334	PARANA BCO S.A.	PRIVADA
15114366	BCO BBM S.A.	PRIVADA
15173776	BCO CAPITAL S.A.	PRIVADA
17184037	BCO MERCANTIL DO BRASIL S.A.	PRIVADA
17351180	BCO TRIANGULO S.A.	PRIVADA
28127603	BCO BANESTES S.A.	PÚBLICA
31880826	BCO GUANABARA S.A.	PRIVADA
31895683	BCO INDUSTRIAL DO BRASIL S.A.	PRIVADA
33042151	BCO LA NACION ARGENTINA	ESTRANGEIRA
33132044	BCO CEDULA S.A.	PRIVADA
33479023	BCO CITIBANK S.A.	ESTRANGEIRA
33884941	BANIF BRASIL BM S.A.	ESTRANGEIRA
33923798	BCO MÁXIMA S.A.	PRIVADA
33987793	BI CREDIT SUISSE (BRASIL) S.A.	ESTRANGEIRA
48795256	BANCO ANDBANK (BRASIL) S.A.	ESTRANGEIRA
51938876	BCO REP ORIENTAL URUGUAY BCE	ESTRANGEIRA
54403563	BCO ARBI S.A.	PRIVADA
58160789	BCO SAFRA S.A.	PRIVADA
58616418	BCO FIBRA S.A.	PRIVADA
59118133	BCO LUSO BRASILEIRO S.A.	PRIVADA
59285411	BANCO PAN	PRIVADA
59588111	BCO VOTORANTIM S.A.	PRIVADA
60498557	BCO TOKYO-MITSUBISHI BM S.A.	ESTRANGEIRA
60518222	BCO SUMITOMO MITSUI BRASIL S.A.	ESTRANGEIRA

60701190	ITAÚ UNIBANCO BM S.A.	PRIVADA
60746948	BCO BRADESCO S.A.	PRIVADA
60850229	BCO PECUNIA S.A.	PRIVADA
60889128	BCO SOFISA S.A.	PRIVADA
61024352	BCO INDUSVAL S.A.	PRIVADA
61186680	BCO BMG S.A.	PRIVADA
62144175	BCO PINE S.A.	PRIVADA
62232889	BCO DAYCOVAL S.A.	PRIVADA
68900810	BCO RENDIMENTO S.A.	PRIVADA
71027866	BANCO BONSUCESSO S.A.	PRIVADA
74828799	NOVO BCO CONTINENTAL S.A. – BM	PRIVADA
90400888	BCO SANTANDER (BRASIL) S.A.	ESTRANGEIRA
91884981	BANCO JOHN DEERE S.A.	ESTRANGEIRA
92702067	BCO DO ESTADO DO RS S.A.	PÚBLICA
92874270	BCO A.J. RENNER S.A.	PRIVADA

---

Fonte: Banco Central do Brasil